

연구보고서
2021-06

지역사랑상품권(지역화폐) 도입의 지역경제 영향과 정책 시사점

- 지역고용 측면을 중심으로 -

강동우·최 충

연구보고서
2021-06

지역사랑상품권(지역화폐) 도입의 지역경제 영향과 정책 시사점

- 지역고용 측면을 중심으로 -

강동우·최 충

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(강동우) 1
제1절 연구 배경 및 목적	1
제2절 연구의 구성	5
제2장 지역화폐 판매 결정요인 분석	(강동우) 7
제1절 서 론	7
제2절 분석자료 및 모형	8
1. 분석자료	8
2. 분석기간 및 지역 단위 설정과 지역별 지역화폐 변수의 정의	11
3. 분석모형	14
제3절 분석결과	17
제4절 소 결	20
1. 분석결과 요약	20
2. 시사점	20
제3장 지역화폐 판매 확대가 소매업 및 음식점업 매출액에 끼친 영향	(강동우) 24
제1절 서 론	24
제2절 분석자료 및 모형	24
1. 분석자료	24

2. 패널 고정효과 모형	27
3. 도구변수법	28
4. 지역화폐 발행 유형별 지역화폐 판매액, 매출액, 고용 추세	32
5. 두 분석모형의 장단점 비교	37
제3절 패널 고정효과 모형 분석결과	38
1. 소매업	38
2. 음식점 및 주점업	41
제4절 도구변수법 분석결과	42
1. 소매업	45
2. 음식점 및 주점업	48
제5절 소 결	51
1. 분석결과 요약	51
2. 시사점	52

제4장 지역화폐 판매 확대가 소매업 및 음식점업 고용에 끼친

영향	(최 충) 54
제1절 서 론	54
제2절 분석자료 및 모형	55
1. 분석자료	55
2. 분석모형: 고정효과(Fixed Effects) 모형	56
3. 분석모형: 도구변수법(Instrumental Variables Method)	58
제3절 고정효과 분석결과	59
1. 소매업	59
2. 음식점 및 주점업	62
제4절 도구변수법 분석결과	64
1. 소매업	64
2. 음식점 및 주점업	69

제5절 소 결	73
1. 분석결과 요약	73
2. 시사점	74

제5장 지역화폐 판매 확대가 신용카드 소비에 끼친 영향

..... (강동우)	75
제1절 서 론	75
제2절 분석자료 및 모형	76
1. 분석자료	76
2. 신용카드 자료에 지역화폐 판매액 포함 여부	78
3. 오프라인 및 온라인 신용카드 이용금액 추세	78
4. 분석모형	79
제3절 분석결과	82
1. 2016~2019년 기간 분석결과(코로나 시기 제외)	82
2. 2016~2020년 기간 분석결과(코로나 시기 포함)	85
3. 분석기간을 2018년 이후로 한정할 경우	88
제4절 소 결	90
1. 분석결과 요약	90
2. 시사점	91

제6장 결론 : 분석결과 요약 및 정책적 시사점 (강동우) 93

제1절 주요 분석결과 요약	93
1. 지역화폐 자료의 특징 : 측정오차(measurement errors)와 아센펠터의 일시적 감소(Ashenfelter's dip)	94
2. 판매자 측면 분석 : 소매업과 음식점업 매출액 및 고용에 대한 영향	96
3. 소비자 측면 분석 : 지역주민의 결제수단 선택과 소비행태에 대한 추론	97

제2절 정책적 시사점	99
1. 지역화폐 이용 현황을 정확히 파악할 수 있는 데이터베이스를 구축하여 정책 효과 분석을 위한 기반 조성이 우선 필요	99
2. 지방소멸 위기 지자체를 대상으로 고향사랑기부제와 지역화폐를 연계하여 관계인구 유입과 지역고용 확대를 유도하는 소규모 시범사업을 고려	100
3. 지방소멸, 수도권-비수도권 불균형, 코로나19 발생 등과 관련한 지역경제 침체에 대응하는 지역 차원의 정책 필요성과 함께 국가 차원의 재정지출 효율성을 종합적으로 고려한 지역화폐 정책 방향에 대한 논의가 필요	103
제3절 연구 한계와 후속 연구 시 학술적 검토사항	104
참고문헌	107

표 목 차

<표 1- 1> 지역화폐 관련 주요 선행연구	3
<표 2- 1> 2018~2021년 지역사랑상품권 발행을 위한 국비 지원액	8
<표 2- 2> 지역화폐를 판매한 지방자치단체 수 및 총판매액 (2010~2020년)	10
<표 2- 3> 지역화폐 판매액(GRDP 비례, 지역화폐 판매 지역)	13
<표 2- 4> 연도별 지역 특성 평균값	15
<표 2- 5> 지역화폐 판매 결정요인 추정결과(패널 고정효과 모형)	18
<표 2- 6> 지역화폐 판매 결정요인 추정결과(1계 차분 모형)	19
<표 3- 1> 지역화폐 사용 가능 업종 구분(소매업)	26
<표 3- 2> 지역화폐 사용 가능 업종 분류(음식점 및 주점업)	26
<표 3- 3> 기간별 지역화폐 발행 여부(226개 기초자치단체 및 세종시, 제주도)	30
<표 3- 4> 기간별 지역화폐 발행 여부(15개 광역자치단체, 세종시 및 제주도 제외)	31
<표 3- 5> 기간별 지역화폐 발행 여부(기초-광역 조합별 지역 수)	32
<표 3- 6> 기간별 지역화폐 발행 유형별 지역 수	33
<표 3- 7> 변인별 기술통계(패널 고정효과 모형)	39
<표 3- 8> 패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 전체 업종)	40
<표 3- 9> 패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 일부 업종)	40
<표 3-10> 패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 전체 업종) ...	41
<표 3-11> 패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 일부 업종) ...	42
<표 3-12> 기술통계(도구변수법)	43
<표 3-13> 1단계 회귀분석 결과(전체 사업체)	44

<표 3-14> 1단계 회귀분석 결과(소상공인 사업체)	45
<표 3-15> 도구변수 분석결과(소매업 전체 사업체, 전체 업종)	46
<표 3-16> 도구변수 분석결과(소매업 전체 사업체, 일부 업종)	47
<표 3-17> 도구변수 분석결과(소매업 소상공인 사업체, 전체 업종)	47
<표 3-18> 도구변수 분석결과(소매업 소상공인 사업체, 일부 업종)	48
<표 3-19> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 전체 사업체, 전체 업종)	49
<표 3-20> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 전체 사업체, 일부 업종)	50
<표 3-21> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 소상공인 사업체, 전체 업종)	50
<표 3-22> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 소상공인 사업체, 일부 업종)	51
<표 4- 1> 기초통계량(고정효과 모형)	60
<표 4- 2> 패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 전체)	61
<표 4- 3> 패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 소상공인)	62
<표 4- 4> 패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 전체)	63
<표 4- 5> 패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 소상공인) ..	63
<표 4- 6> 기초통계량(도구변수법)	65
<표 4- 7> 1단계 회귀분석 결과	65
<표 4- 8> 도구변수 분석결과(소매업, 전체 근로자)	66
<표 4- 9> 도구변수 분석결과(소매업, 임금근로자)	67
<표 4-10> 도구변수 분석결과(소매업, 비임금근로자)	68
<표 4-11> 도구변수 분석결과(소매업, 임시·일용 근로자)	69
<표 4-12> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 전체 근로자)	70
<표 4-13> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 임금근로자)	71
<표 4-14> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 비임금근로자)	72
<표 4-15> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 임시·일용 근로자) ...	72

<표 5- 1> S카드사 유통부문 업종 구분	77
<표 5- 2> 기술통계(2016~2019년)	81
<표 5- 3> 기술통계(2016~2020년)	81
<표 5- 4> 분석결과(신용카드 이용금액: 전체, 2016~2019년)	82
<표 5- 5> 분석결과(신용카드 이용금액: 오프라인, 2016~2019년)	83
<표 5- 6> 분석결과(신용카드 이용금액: 온라인, 2016~2019년)	84
<표 5- 7> 분석결과(신용카드 이용금액: 전체, 2016~2020년)	86
<표 5- 8> 분석결과(신용카드 이용금액: 오프라인, 2016~2020년)	86
<표 5- 9> 분석결과(신용카드 이용금액: 온라인, 2016~2020년)	87
<표 5-10> 분석결과(2018~2020년)	89
<표 5-11> 분석결과(2018~2019년)	89

그림목차

[그림 2-1] 연도별 지역화폐 판매 지역 수 및 판매 비중 평균(GRDP 비례)	14
[그림 3-1] 지역화폐 발행 유형별 평균 지역화폐 판매액 추세	33
[그림 3-2] 지역화폐 발행 유형별 평균 총매출액 추세(소매업)	34
[그림 3-3] 지역화폐 발행 유형별 평균 총매출액 추세(음식점 및 주점업)	35
[그림 3-4] 지역화폐 발행 유형별 평균 $\log(\text{비임금근로자})$ 추세(소매업) ...	35
[그림 3-5] 지역화폐 발행 유형별 평균 $\log(\text{임금근로자})$ 추세(소매업)	36
[그림 3-6] 지역화폐 발행 유형별 평균 $\log(\text{비임금근로자})$ 추세 (음식점 및 주점업)	36
[그림 3-7] 지역화폐 발행 유형별 평균 $\log(\text{임금근로자})$ 추세(음식점 및 주점업)	37
[그림 5-1] 분석에 사용된 신용카드 이용금액(개인 신용 및 체크 카드) 추이	79
[그림 6-1] 지역화폐-고향사랑기부제 연계 패키지 구상	102

요약

본 연구는 지역경제 활성화와 소상공인 지원 방안으로 최근 도입이 크게 확대된 지역사랑상품권(이하, 지역화폐)이 지역경제에 끼친 영향을 소상공인 비중이 큰 소매업과 음식점업을 중심으로 살펴본 것이다.

1. 주요 분석결과

사용 지역과 업종을 제한하는 지역화폐는 액면가의 일정 비율을 할인판매하거나 캐시백 제공을 통해 사용자의 가처분 소득을 늘리는 효과를 가진다. 만약 지역화폐를 결제수단으로 사용하는 지역주민이 지역화폐 사용으로 발생한 추가 가처분소득을 지역상권에서 소비한다면, 지역상권의 매출액이 증가하고 궁극적으로 지역고용이 증가할 것으로 기대된다. 즉, 지역화폐 판매 확대가 지역경제에 끼치는 영향은 ‘지역화폐 판매 확대 → 지역주민이 결제수단으로서 지역화폐를 사용 → 추가 가처분소득 발생 → 지역주민의 소비 증가 → 지역상권 매출액 증가 → 지역상권 고용 증가’의 기제로 발생할 수 있다.

이러한 고용영향 경로를 고려하여, 본 연구에서는 지역화폐 판매 확대가 궁극적으로 지역고용을 증가시켰는지를 확인하기 위해서 실증분석을 세 단계로 나누어 시행하였다.

첫 단계에서는 우선 실증분석을 위해 수집한 지역화폐 자료의 특징을 살펴보고, 이를 바탕으로 분석모형 설정 시 고려할 사항과 연구결과의 해석에서 유의할 점을 확인하였다.

두 번째 단계는 판매자 측면에서, 지역화폐 판매 확대가 지역별로

집계된 소매업과 음식점업의 매출액과 고용에 끼친 영향을 실증분석한 내용이다. 그러나 지역화폐가 소매업과 음식점업의 매출액과 고용에 영향을 끼쳤다는 뚜렷한 분석결과는 발견되지 않았다. 이 결과는 지역화폐 자료의 측정오차에서 기인할 수도 있지만, 지역주민의 결제수단 선택과 소비행태에 관련될 수 있다.

이를 확인하기 위해서 세 번째 단계에서는 소비자 측면에서, 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 오프라인 소비와 온라인 소비에 끼친 영향을 신용카드 이용금액을 이용하여 분석하였다.

각 단계별 세부적인 설명과 주요 분석결과는 가~다와 같다.

가. 지역화폐 자료의 특징 : 측정오차(measurement errors)와 아센펠터의 일시적 감소(Ashenfelter's dip)

제2장에서는 지역화폐 판매 결정요인 분석을 통해서 어떠한 지역 특성이 주요 결정요인이며, 국비 지원이 시작된 2018년 이후 늘어난 지역화폐는 어느 정도인지를 살펴봄으로써 자료의 특징을 확인하였다.

지역화폐는 발행 주체와 유형이 다양하여 판매 현황의 정확한 파악이 어렵다. 지역화폐 관련 주무부처인 행정안전부는 2019년 이후 지자체별 지역화폐 판매액을 집계하고 있지만 지역화폐 유형별 집계는 이루어지지 않고 있다. 이러한 가용 자료의 한계로 본 연구에서는 강창희 외(2020)가 조사한 2010~2018년 지역화폐 발행액과 행정안전부의 2019~2020년 지역화폐 판매액을 연계하고, 발행액을 판매액으로 간주하여 분석자료를 구성하였다. 이 과정에서 광역자치단체의 지역화폐 판매액은 GRDP 비중에 비례하여 기초자치단체에 할당하였다. 228개 지역의 지역화폐 판매액은 GRDP 대비 비중(%)으로 표준화하여 실증분석에 사용하였다. 2015년 이후 온라인 쇼핑이 급증하고 소매업 매출 비중에 구조적 변화 추세가 나타났음을 고려하여 분석기간은 2015~2020년으로 설정하였다.

구축된 지역 패널자료를 이용하여 어떠한 지역 특성이 지역화폐

판매액의 주요 결정요인인지를 패널 고정효과 모형과 1계 차분모형으로 추정하였다. 분석모형에 관계없이 지역 인구가 감소할수록, 경제활동참가율이 높을수록 GRDP 대비 지역화폐 판매액이 늘어나는 경향이 발견되었다. 또한 국비 지원이 시작된 2018년 이후에 지역화폐 판매액이 평균적으로 GRDP 대비 0.036%p 증가한 점을 확인할 수 있었다.

지역화폐 자료 구축의 어려움과 본 연구의 실증분석 결과를 종합적으로 고려하여, 지역상권의 매출액과 고용 등 지역경제 변수에 대한 지역화폐의 영향 분석과 해석에서 유의할 점을 다음과 같이 도출하였다.

첫째, 정확한 지역화폐 자료의 구축이 어려운 점은 실증분석에서 측정오차(measurement errors)가 심각할 수 있고, 이 경우 실제로는 지역화폐가 지역경제에 유의한 긍정 또는 부정적인 영향이 있더라도 추정결과에서는 효과가 없는 것으로 나타날 수 있다(attenuation bias, 회석 편이). 따라서 조사된 지역화폐 발행액 또는 판매액에 측정오차가 있다고 의심될 경우, 측정오차의 정도를 정확히 알 수 없다면 분석결과에서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향이 통계적으로 유의하지 않다고 해서 실제 효과가 없다고 확인하는 데 주의가 필요하다.

둘째, 매출액 등 지역경제 변수의 추세와 지역화폐 판매의 추세 간 관계를 고려할 필요가 있다. 인구가 감소하는 지역은 소비 수요가 축소되어 지역상권의 경기 침체가 지속될 수 있고, 해당 지자체는 지역경제 활성화를 위해서 지역화폐를 도입하거나 발행액을 늘리려 할 수 있다. 이러한 경우에 지역의 인구 감소 추세를 적절히 고려하지 못하면 지역화폐가 소매업 매출액 등 지역경제에 끼친 영향이 실제로보다 작게 추정되거나 오히려 부(-)의 분석결과가 나타날 수 있다. 이러한 현상은 교육훈련 프로그램 효과 분석에서 빈번히 언급되는 ‘아센펠터의 일시적 감소(Ashenfelter’s dip)’와 유사하다. 따라서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 분석할 때, 지역화폐가

도입된 지역에서 지역경제 변수가 보이는 이질적인 추세를 통제하거나, 적절한 도구변수를 이용하는 등 보다 강건한 추정방법이 필요할 수 있다.

셋째, 국비 지원 확대를 외생적 변이로 활용하여 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 분석하는 방안을 고려할 수 있겠다. 지역화폐는 2018년 이후 중앙정부가 발행 지원을 크게 확대하였는데, 지역화폐 발행을 희망했으나 재원 부족으로 시행하지 못했던 지자체는 중앙정부 지원으로 지역화폐 도입이 가능했을 수 있다. 이러한 점을 고려하여 중앙정부 지원 확대라는 외생적 변이를 도구변수법에 활용해볼 수 있겠다.

나. 판매자 측면 분석 : 소매업과 음식점업 매출액 및 고용에 대한 영향

제3장과 제4장에서는 지역화폐 변수의 특징을 고려하여 두 가지 분석모형을 병행하여 지역화폐 영향을 추정하였다. 먼저 지역별 매출액 및 고용에 공통 추세 가정이 성립하지 않을 수 있음을 고려하여, 지역별 이질적 추세를 통제한 패널 고정효과 모형을 추정하였다. 분석지역은 228개 지역, 분석기간은 온라인 쇼핑이 확대된 2015년부터 매출액 및 취업자 자료가 가용한 2019년까지로 설정하였다. 다음으로 지역 매출액 또는 고용에 영향을 끼칠 수 있는 미관측 특성이 지역화폐 변수와 높은 상관관계가 있음을 고려하여, 2018년 이후 국비 지원 확대를 외생적 변이로 간주한 도구변수 추정을 시행하였다.

제3장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역 매출액에 끼친 영향을 소매업과 음식점 및 주점업을 대상으로 분석하였다. 실증분석을 위한 매출액 자료로 통계청 통계데이터센터의 기업통계등록부 DB를 이용하였다. 패널 고정효과 모형과 도구변수법 분석 모두에서 지역화폐의 유의한 영향은 발견되지 않았다.

제4장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역의 소매업과 음식점 및 주점업의 고용에 끼친 영향을 분석하였다. 실증분석의 종속변수로 사용된 지역별 근로자 수는 통계청 MDIS의 원격접근시스템에서 전국사업체조사 미시자료를 이용하여 구축하였다. 패널 고정효과 모형으로 추정했을 때, 업종에 관계없이 유의한 효과가 발견되지 않았다. 도구변수법을 적용하여 지역화폐가 소매업 사업체 고용에 미친 영향을 추정하였을 때도 통계적으로 유의한 영향이 발견되지 않았다. 반면 음식점 및 주점업 사업체의 전체 근로자(소상공인 사업체 경우) 및 비임금근로자(전체 및 소상공인 사업체 경우)에 대해서는 유의한 정(+)의 효과가 발견되었다. 그러나 10% 수준에서만 통계적으로 유의하여, 이 결과를 명확한 고용효과로 해석하기에는 한계가 있다.

다. 소비자 측면 분석 : 지역주민의 결제수단 선택과 소비행태에 대한 추론

제5장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 결제수단 선택 중 하나인 신용카드 이용에 끼친 영향을 패널 고정효과 모형으로 분석하였다. 실증분석을 위해 S카드사에서 제공받은 지역-업종별 유통 부문 신용카드 이용금액 자료로 지역별 전체 신용카드 이용금액과 오프라인 및 온라인으로 구분한 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정하였다. 코로나19가 발생한 2020년을 제외하고 분석기간을 2016~2019년으로 설정하여 분석하였을 때, 평균적으로 지역화폐 판매액 100만 원 증가는 지역주민의 전체 신용카드 이용금액을 약 35만 원 감소시킨 것으로 추정되었다. 종속변인을 오프라인 신용카드 이용금액으로 설정한 경우에는 약 31만 원 감소한 것으로 나타났다. 그러나 온라인 신용카드 이용금액에 대한 영향은 부(-)의 방향을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

이상의 분석결과에서 도출한 지역화폐 사용과 지역주민의 소비행태에 대한 시사점은 다음과 같다.

첫째, 결제수단으로서 지역화폐의 신용카드 사용 대체는 주로 오프라인 소비에서 나타나며, 온라인 소비에 대한 대체효과는 크지 않다. 이러한 대체효과의 차이는 오프라인과 온라인을 통해서 주로 구매하는 상품의 종류와 소비의 즉시성 차이에 기인한 것으로 추측된다.

둘째, 지역화폐를 이용한 소비가 소매업 및 음식점업뿐만 아니라 다른 업종에서도 발생하고 있음을 고려할 필요가 있다. 지역화폐가 소매업 및 음식점업 이외 업종에서도 사용되었다면, 지역 소매업 및 음식점업의 매출액에 유의한 변화를 야기하지 않으면서 유통업 관련 오프라인 신용카드 사용의 일부만을 줄일 수 있겠다. 이러한 점을 고려할 때, 지역화폐를 사용하는 지역주민의 소비행태, 특히 사용처의 업종 분포에 대한 검토가 지역화폐의 경제적 효과 분석에 앞서 필요하겠다.

이상 살펴본 지역화폐 자료의 제약과 실증분석 결과를 종합하여 다음의 정책적 시사점을 도출하였다.

2. 정책적 시사점

가. 지역화폐 이용 현황을 정확히 파악할 수 있는 데이터베이스를 구축하여 정책 효과 분석을 위한 기반 조성이 우선 필요

지역화폐는 발행 주체와 유형이 다양하여 전국 지자체의 모든 이용 현황에 대한 자료 구축에 어려움이 크다. 행정안전부는 2019년 이후 지자체별 지역화폐 판매액을 비교적 체계적으로 집계하고 있으나, 유형별 판매액은 구분되지 않는다. 지역화폐에 대한 체계적인 데이터베이스가 부재한 상황에서 선행연구들은 지자체 또는 가맹점을 대상으로 실태조사나 설문조사를 통해 지역화폐 자료를 구축하고 실증분석에 활용하였다. 이처럼 조사에만 의존할 경우, 응답하지 않은 지자체 또는 가맹점은 제외할 수밖에 없고, 조사기간이 과거로

갈수록 응답이 부정확할 가능성이 커진다. 자료에 측정오차의 정도가 커질수록 지역화폐의 지역경제 효과는 실제보다 작거나 없는 것으로 나타날 가능성 역시 커진다.

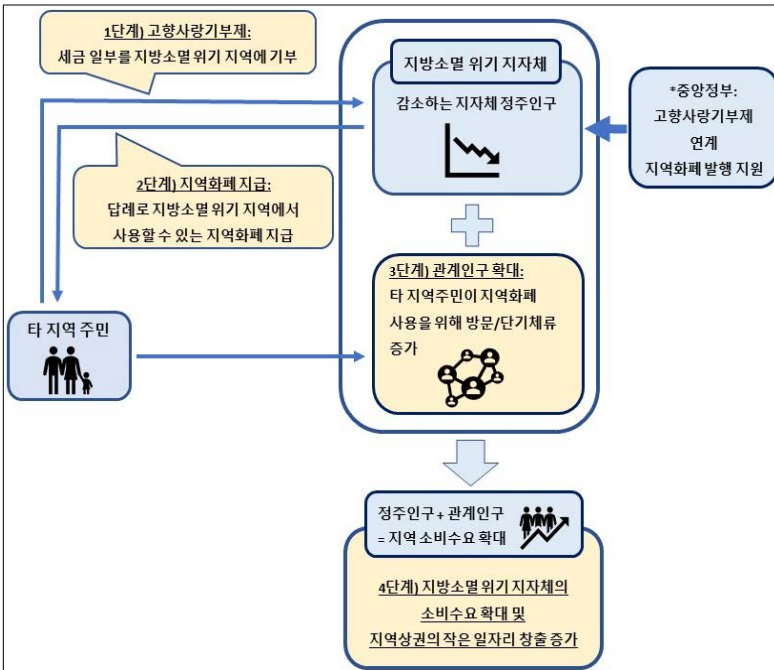
이러한 점을 고려할 때, 정확한 지역화폐의 경제적 효과를 분석하기 위해서는 무엇보다 이용 현황에 대한 체계적인 데이터베이스 구축이 선행되어야 한다. 지역화폐 데이터베이스는 단순히 지자체별 발행액 및 판매액 집계를 넘어서 지역화폐 유형별로 세분화될 필요가 있다. 또한 지역화폐 이용 현황을 소매업과 음식점업에 국한하지 않고 모든 업종별로 살펴볼 수 있어야 한다. 이를 위해서는 카드형 또는 모바일 지역화폐에서 파악되는 가맹점 업종 정보를 이용할 수 있겠다. 이와 함께 신용카드와 빅데이터 결합을 통해 이용자의 소득 분위별 지역화폐 이용금액, 이용 업종 분포, 결제수단 대체효과, 소득효과 등을 살펴볼 수 있겠다. 또한 이용자 주소지와 가맹점 주소를 연계하여 관내 및 관외 소비도 비교할 수 있겠다.

나. 지방소멸 위기 지자체를 대상으로 고향사랑기부제와 지역화폐를 연계하여 관계인구 유입과 지역고용 확대를 유도하는 소규모 시범사업을 고려

지방소멸 위기 지역에서 정주인구 및 지역소비 수요가 지속적으로 감소함을 고려하여, 지역화폐와 ‘고향사랑기부제’를 연계한 정책 패키지화를 통해 정주인구와 관계인구에 기반한 지역상권 활성화 및 지역고용 창출 유도 상황을 탐색해볼 수 있겠다. 관계인구는 “해당 지역에 거주하고 있지는 않지만, 여가, 업무, 사회적 기여 등 다양한 활동을 통해 해당 지역과 관계를 맺고 있는 인구”로 정의될 수 있다(이소영, 2021). 지방소멸 위기 지자체의 정주인구 확대는 매우 어렵지만, 여가 등을 목적으로 지역을 방문하거나 단기 체류하는 관계인구 유입은 상대적으로 용이할 수 있다. 관계인구 유입의 확대는 지역의 유효 소비 수요를 늘려 지역상권 활성화에 긍정적인 것으로

기대된다. 고향사랑기부제와 지역화폐의 연계 패키지는 이러한 관계 인구 유입 확대 방안으로 고려될 수 있겠으며, 아래 그림과 같이 도식화할 수 있겠다.

[지역화폐-고향사랑기부제 연계 패키지 구상]



다. 지방소멸, 수도권-비수도권 불균형, 코로나19 발생 등과 관련한 지역경제 침체에 대응하는 지역 차원의 정책 필요성과 함께 국가 차원의 재정지출 효율성을 종합적으로 고려한 지역화폐 정책 방향에 대한 논의가 필요

비수도권 지역은 지방소멸 위기 지역을 중심으로 인구 감소가 지속되고, 수도권-비수도권 불균형 심화로 경제활동과 일자리 축소가 발생하고 있다. 또한 최근 발생한 코로나19로 온라인 경제 확산이

촉진되면서 온라인 경제 기반이 상대적으로 약한 비수도권에서 지역상권 축소가 집중될 위험이 더욱 커졌다. 지역경제 침체를 야기하는 인구 및 사회경제적 환경 변화 속에서 비수도권 지역을 중심으로 지역경제 활성화를 위한 정책의 필요성이 더욱 커진 실정이다. 이러한 상황에서 지역경제 활성화 효과가 기대되는 지역화폐는 지자체 차원에서 중요한 정책 대안으로 고려되고 있다.

그러나 지역화폐가 지역 단위에서는 경제활성화에 효과적인 정책 일지라도 국가 전체 단위에서는(특히 재정의 지속가능성과 효율성 측면에서는) 순비용이 큰 정책일 수 있다. 사회적 후생의 극대화를 위한 각 지자체의 최적 선택과 국가 전체의 최적 선택이 일치하지 않을 수 있다는 사실을 고려할 때(송경호·이환웅, 2020a), 지역화폐에 대한 다양한 의견을 경청하고 과학적 근거를 기반으로 지역화폐 정책 방향을 종합적으로 논의하는 것이 필요하다. 지역화폐 정책 방향에 대한 논의가 건설적이고 발전적이기 위해서는 무엇보다 사실 확인이 우선되어야 한다. 이를 위해서 지역화폐 이용 현황에 대한 데이터베이스 구축과 함께, 증거 기반의 과학적 분석이 가능하도록 이를 일반에 공개할 필요가 있다.

3. 후속 연구 시 학술적 검토사항

본 연구는 한정된 연구기간으로 보다 다양한 모형을 설정하고 분석결과를 비교하지 못한 한계를 가진다. 본 연구에서 다루지 못했으나 후속 연구에서 학술적으로 검토되길 바라는 사항을 간략히 정리하면 다음과 같다.

첫째, 패널 고정효과 모형에 지역별 이질적 추세를 반영할 때, 처치 이전 추세를 외삽법을 통해 처치 이후로 연장하는 방법을 고려할 수 있겠다.

둘째, 지역화폐 데이터베이스가 구축되어 2020년 이후의 지역 패널자료가 가용할 경우, ‘발틱 도구변수(Bartik instruments)’를 이용

하여 지역화폐 변수의 내생성을 통제하는 방안을 고려할 수 있겠다.

셋째, 지역화폐를 도입한 지자체에서 발생하는 지역경제 영향과 함께, 인접 지자체에 대한 과급효과(즉, 공간적 확산효과, spatial spillovers)를 추정하는 분석모형에 대한 관심도 필요하겠다.

제 1 장 서 론

제1절 연구 배경 및 목적

지역경제 활성화 방안으로 일부 지방자치단체에서 자율적으로 발행하던 지역사랑상품권(이하, 지역화폐)은 2018년 고용위기지역 지정을 계기로 국비 지원이 처음 시작되었다(여효성 외, 2020; 행정안전부 보도자료, 2021. 3. 16). 본격적인 국비 지원 확대는 2019년 이후에 진행되었는데, 특히 코로나19가 발생한 2020년에는 소비 진작 방안으로 추경에 지역화폐 발행 지원이 편성되어(행정안전부 보도자료, 2021. 1. 14), 총판매액이 2019년(3.2조 원)의 약 4배인 13.3조 원에 이르렀다(행정안전부 내부자료). 최근 지역화폐에 대한 국비 지원의 대폭적인 확대로 많은 지방자치단체(이하, 지자체)가 발행에 참여하고 있으며, 지역주민과 소상공인의 이용과 관심 또한 점차 높아지고 있다.

이 와중에 2020년 9월에 발표된 송경호·이환웅(2020a)의 연구는 미시경제 이론모형 분석과 삼중차분법을 이용한 실증분석을 통해서 모든 지자체가 지역화폐 발행에 참여하면 지역화폐의 지역경제 활성화 효과는 상쇄되고, 발행비용 증가와 소비자 후생 감소로 경제적 비효율이 커진다고 설명하였다. 또한 이용 지역을 제한하는 지역화폐 대신 온누리상품권을 통해서 소상공인 지원이 가능함을 주장하였다. 송경호·이환웅(2020a,

b)은 지역화폐 발행으로 기대되는 경제적 효과가 실제로는 발생하지 않을 수 있다는 비판적 시각을 제시하여, 학계와 정계뿐만 아니라 일반 국민도 국가 재정이 투입되는 정책에 관심을 가지는 계기를 만들었다.

지역화폐에 대한 세간의 높아진 관심만큼이나 학계에서는 지역화폐의 경제적 효과를 살펴보는 후속 연구가 활발히 진행 중이다. <표 1-1>은 지역화폐 관련 주요 선행연구를 분석방법에 따라 분류된 내용을 나타낸다. 2019년 이전까지 선행연구들은 주로 시스템 다이내믹스(최준규 외, 2016; 이병기 외, 2017)와 산업연관표를 이용한 투입-산출 모형 분석(이중화·김형길, 2017; 이상훈·박누리, 2018; 이상훈 외, 2019; 여효성·김성주, 2019)을 이용하여 지역화폐의 경제적 효과를 분석하였다. 이상의 분석방법은 재정투입에 따른 정책 효과를 양적으로 측정할 수 있다는 장점이 있으나, 지역화폐 발행에 투입된 재정 지원이 일반화폐로 사용될 경우는 분석모형에서 고려하지 않는다.

송경호·이환웅(2020a)의 연구가 발표된 2020년 이후에는 2021년 노벨 경제학상 수상자가 체계화한 인과관계 분석방법론의 틀에서 이중차분법 또는 삼중차분법을 적용한 연구가 늘어나고 있다(송경호·이환웅, 2020a, b; 강창희 외, 2020; 유영성 외, 2020; 강창희 외, 2021). 인과관계 분석방법론의 경우, 지역화폐 이용금액을 일반화폐로 대신 사용했을 때 발생했을 경제효과를 제외한 지역화폐의 ‘순 경제효과’를 측정한다는 점에서(강창희 외, 2021) 확정적 모형(deterministic model)을 이용하는 기존의 방법과 차이를 보인다. 이와 함께 송경호·이환웅(2020a)의 미시경제 이론모형을 재분석한 김영철(2021)의 연구도 최근 발표되었다.

선행연구들은 분석방법(확정적 모형, 확률적 모형, 미시경제 이론모형 분석)뿐만 아니라 분석자료의 수집 방법, 분석 대상 지역과 시기 또한 상이하여 서로 다른 분석 결과를 보이고 있다. 비록 선행연구들이 지역화폐의 경제적 효과에 대한 공통된 결론에 이르고 있지 않지만, 비판적 토론을 통해 선행연구의 한계를 보완하고, 보다 엄밀한 분석방법을 적용하고자 노력하고 있다는 점은 매우 고무적이다. 모든 분석방법은 명시적이든 암묵적이든 현실에 대한 일정한 가정을 바탕으로 하기에, 이러한 가정을 완화하여 도출한 강건한 분석결과는 지역화폐에 대한 정확한 이해를 도

와줄 수 있기 때문이다. 또한 정확한 사실확인도 효과적이고, 효율적이며, 형평성을 함께 고려하는 더 나은 정책 수립의 첫걸음이기도 하다.

〈표 1-1〉 지역화폐 관련 주요 선행연구

분석방법	주요 선행연구
시스템 다이내믹스 모형 분석(설문조사 결과를 이용한 모수 설정, 시나리오별 경제적 효과 추정)	- 최준규 외(2016), 『경기도 지역화폐 활용방안 연구』, 경기연구원 - 이병기 외(2017), 『고향사랑상품권의 경제적 효과분석 및 제도화 방안』, 한국지방행정연구원 - 여효성 외(2020), 『지역사랑상품권 경제적 효과 분석 및 제도 정착을 위한 정책 제언』, 한국지방행정연구원
산업연관표를 이용한 투입-산출 모형 분석	- 이중화·김형길(2017), 『제주사랑상품권 발행에 따른 경제적 효과 분석』, 제주연구원 - 이상훈·박누리(2018), 『경기도 지역화폐의 지역경제 파급효과: 청년배당 등 정책수당을 중심으로』, 경기연구원. - 이상훈 외(2019), 『지역화폐 도입·확대에 따른 성과분석 및 발전방안』, 경기연구원 - 여효성·김성주(2019), 『지역사랑상품권 전국 확대발행의 경제적 효과 분석』, 한국지방행정연구원
설문조사 결과를 이용한 패널모형 또는 이중차분법 분석	- 유영성 외(2020), 「지역화폐의 경기도 소상공인 매출액 영향 분석(2019년 1~4분기 종합)」, 『GRI정책브리프』 2020-10, 경기연구원 - 여효상(2020), 「지역사랑상품권의 지역경제 활성화 효과 분석」, 『꼭 알아야 할 지방자치 정책브리프』 제111호(2020. 12), 한국지방행정연구원 - 윤성진·유영성(2021), 『경기도 지역화폐의 소상공인 활성화 효과 분석: 코로나 위기 대응을 중심으로』, 2021년 경제학 공동 학술대회 발표자료
인과추론 모형을 이용한 순 경제효과 추정(이중차분법, 삼중차분법)	- 강창희 외(2020), 『지역화폐가 지역의 고용에 미치는 효과』, 대통령 직속 정책기획위원회; 강창희 외(2021), 『지역화폐가 지역의 고용에 미치는 영향』, 2021년 경제학 공동학술대회 발표자료 - 송경호·이환웅(2020a), 「지역화폐 도입이 지역경제에 미친 영향」, 『조세재정 브리프』 통권 제105호(2020. 9. 15), 한국조세재정연구원; 송경호·이환웅(2020b), 『지역화폐 도입이 지역경제에 미친 영향』, 한국조세재정연구원
미시경제 이론모형 분석	- 송경호·이환웅(2020a), 「지역화폐 도입이 지역경제에 미친 영향」, 『조세재정 브리프』 통권 제105호(2020. 9. 15), 한국조세재정연구원; 송경호·이환웅(2020b), 『지역화폐 도입이 지역경제에 미친 영향』, 한국조세재정연구원 - 김영철(2021), 「지역화폐 도입의 지역경제 영향에 관한 연구: 학술적 평가와 점검」, 『한국경제학연구』 39 (3), pp.67~94.

자료: 저자 작성.

이러한 배경에서 본 연구는 인과추론 분석방법론의 틀에서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 소상공인 비중이 큰 소매업과 음식점업을 중심으로 살펴보고, 선행연구의 한계를 보완하여 차별성을 갖고자 하였다. 주요 연구의 차별점은 다음과 같다.

첫째, 전국 모든 지자체를 분석의 범위로 설정하고 분석기간을 2019년 및 2020년으로 확장하여 분석자료의 지리적 포괄성과 최신성 측면에서 수월성을 가진다. 송경호·이환웅(2020a, b)과 강창희 외(2020, 2021)를 제외하면 대부분 선행연구는 전국이 아닌 특정 지역에 한정하여 지역화폐의 영향을 살펴보았다(최준규 외, 2016; 이병기 외, 2017; 여효성 외, 2020; 유영성 외, 2020; 윤성진 외, 2021). 또한 지역화폐 발행에 국비 지원이 본격적으로 확대된 시기는 2019년 이후인데, 분석기간을 2019년 이후로 확장한 연구는 제한적이다. 본 연구는 전국 지자체를 대상으로 분석기간을 2019년 이후로 확장한 지역 패널자료를 구축하여 선행연구보다 최신의 지역화폐 자료를 이용하고자 하였다.

둘째, 지역화폐가 조사자료인 점을 감안하여, 지역화폐 변수 자체가 가지는 특징을 검토하고 강건한 실증분석과 추정결과 해석을 위해 고려할 사항을 제시하였다. 지역화폐는 각 지자체가 자율적으로 발행하였기 때문에 현황 파악이 쉽지 않고, 실증분석을 위한 자료는 대체로 지자체를 대상으로 시행한 설문조사로 구축한다. 이 경우, 응답이 부정확하여 야기되는 측정오차의 문제가 발생할 수 있다. 그러나 선행연구에서는 측정오차로 인한 추정의 문제점에 대해서 논의하지 못한 한계가 있다. 본 연구는 지역화폐 자료 자체가 가지는 특징으로 측정오차의 가능성, 지역경제 상황과 지역화폐 추세 간 상관관계 등을 논의하고, 강건한 실증분석과 추정결과 해석에 유의할 사항을 구체적으로 제시하고자 하였다.

셋째, 국비 지원 확대라는 외생적 변이를 활용하여 내생성 문제를 고려한 도구변수법의 적용을 시도하였다. 지역화폐는 지자체가 자율적으로 발행하기 때문에 경제상황 등 지역 특성과 관련이 높을 수 있다. 이러한 지역 특성을 연구자가 온전히 측정하지 못하더라도 시간불변의 특징을 가진다면 이중차분법을 이용하여 지역화폐의 영향을 추정하는 데 큰 어려움이 없다. 하지만 미관측 지역특성이 시간에 따라 변하는 특징을 가진

다면 이중차분법만으로는 내생성 문제를 통제할 수 없는 한계가 있다. 본 연구는 국비 지원 확대가 지자체 입장에서 외생적 변이라는 점을 이용하여 선행연구에서 시도하지 않은 도구변수법 추정을 시도하고, 분석결과를 이중차분법을 일반화한 패널 고정효과 모형과 비교하여 보다 강건한 지역화폐 영향을 추론하고자 하였다.

넷째, 지역화폐를 사용하는 소비자 측면에서, 오프라인 및 온라인 신용카드 이용금액에 대한 지역화폐의 영향을 분석하였다. 선행연구는 주로 판매자 측면에서 지역화폐가 지역상권 매출액 및 고용에 끼친 영향을 분석하였지만 소비자 측면에서 지역화폐의 영향을 살펴보는 못하였다. 지역화폐를 선택할 수 있을 때, 소비자인 지역주민은 소비를 위한 결제수단 선택을 변경할 수 있고, 소비행태 역시 달라질 수 있다. 이러한 소비자 측면의 특징이 지역상권의 매출과 고용에 영향을 끼칠 수 있지만 이에 대한 실증연구는 많지 않다. 본 연구에서는 신용카드 자료를 이용하여 지역화폐와 신용카드 간 대체관계를 오프라인과 온라인으로 구분하여 살펴보고자 하였다.

본 연구의 차별성이 선행연구의 한계를 보완하여 지역화폐의 특징과 영향에 대한 이해를 넓히고, 궁극적으로 증거 기반의 과학적이고 발전적인 지역화폐 논의에 도움이 되기를 희망한다.

제2절 연구의 구성

사용 지역과 업종을 제한하는 지역화폐는 액면가의 일정 비율을 할인 판매하거나 캐시백 제공을 통해 사용자의 가처분소득을 늘리는 효과를 가진다. 이러한 추가 가처분소득이 지역상권에서 소비된다면, 지역상권의 매출액이 증가하고 궁극적으로 지역고용이 증가할 것으로 기대된다. 즉, ‘지역화폐 판매 확대→지역주민이 결제수단으로서 지역화폐를 사용→추가 가처분소득 발생→지역주민의 소비 증가→지역상권 매출액 증가→지역상권 고용 증가’의 기제로 지역화폐 판매 확대는 지역경제에 영향을

끼칠 수 있다. 이러한 고용영향 경로를 고려하여, 본 연구의 본문은 세 단계로 나누어 구성하였다.

첫 단계인 제2장에서는 실증분석을 위해 수집한 지역화폐 자료의 특징을 우선 살펴보고, 이를 바탕으로 분석모형 설정 시 고려할 사항과 연구결과의 해석에서 유의할 점을 설명하였다.

두 번째 단계는 판매자 측면으로, 제3장과 제4장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역별로 집계된 소매업과 음식점업의 매출액과 고용에 끼친 영향을 각각 실증분석하였다.¹⁾ 그런데 지역화폐가 소매업과 음식점업의 매출액과 고용에 영향을 끼쳤다는 뚜렷한 분석결과는 발견되지 않았다. 이 결과는 지역화폐 자료의 측정오차에서 기인할 수도 있지만, 지역주민의 결제수단 선택과 소비행태와 관련될 수 있다.

이를 확인하기 위해서 세 번째 단계인 제5장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 오프라인 소비와 온라인 소비에 끼친 영향을 신용카드 이용금액을 이용하여 소비자 측면에서 분석하였다.

마지막으로 본 연구의 결론인 제6장에서는 본문의 주요 분석결과를 요약하고, 이를 바탕으로 도출한 정책적 시사점을 제시하였다. 또한 학술적 측면에서 본 연구의 한계와 이를 보완하기 위해 후속연구에서 고려하길 바라는 사항을 설명하였다.²⁾

1) 제3장에서 ‘기업통계등록부 DB(사업자등록번호기준)’ 미시자료를 가공하여 지역별 매출액 집계 자료를 구축하는 데 도움을 주신 통계청 통계데이터센터(Statistical Data Center) 관계자분들께 감사드린다. 또한 제4장에서 「전국사업체조사」 미시자료를 가공하여 지역별 취업자 집계 자료를 구축하는 데 도움을 주신 통계청 및 한국통계진흥원 관계자분들께 감사드린다(통계청 MDIS RAS 프로젝트 고유번호: RAS21060102).

2) 연구보고서 심의 단계마다 고견을 주신 심의위원께 감사드린다. 심의위원의 의견은 분석방법론에 국한되었음을 밝힌다. 공동 집필진은 연구책임자가 제시한 연구방향과 분석방법에 따라 제4장의 실증분석만을 수행하였다. 연구보고서의 기획과 구성, 정책적 시사점은 연구책임자 개인의 의견이며, 심의위원과 공동 집필진과는 관련이 없다. 또한 본 연구보고서에 제시된 내용과 의견은 한국노동연구원의 공식 견해가 아님을 밝힌다.

제 2 장

지역화폐 판매 결정요인 분석

제1절 서 론

제2장에서는 지역사랑상품권 판매 결정요인 분석을 통해서 어떠한 지역 특성이 지역화폐 판매에 영향을 주었고, 국비 지원이 시작된 2018년 이후의 증가 정도는 어떠한지를 살펴본다.

지역사랑상품권(이하 지역화폐)은 지역경제 활성화 방안으로 국비 지원없이 일부 지방자치단체(1996년 강원도 화천군, 2006년 성남시 등)에서 자율적으로 발행해 왔다(여효성 외, 2020; 행정안전부 보도자료, 2021. 3. 16). 그러나 2018년 고용위기지역 지정을 계기로 국비 지원이 시작되었고(여효성 외, 2020) 2019년부터는 국비 지원이 크게 증가하였는데, 특히 2020년에는 코로나19 발생으로 지역 소비 진작과 소상공인 지원을 위해서 지원 규모가 확대되었다. 2020년에는 지역화폐의 근거 법률인 「지역사랑상품권 이용 활성화에 관한 법률」이 제정·시행되었다(행정안전부 보도자료, 2020. 6. 30). 2018년 이후 국비 지원액은 <표 2-1>과 같다(행정안전부 보도자료, 2021. 1. 14).

지역화폐 발행은 지자체가 자율적으로 결정하지만, 지역의 경제규모, 인구구조, 재정 수준 등을 고려하여 결정하게 된다. 제2장에서는 어떠한 지자체 특성이 지역화폐 판매의 주요 결정요인인지를 살펴본다. 또한 국

〈표 2-1〉 2018~2021년 지역사랑상품권 발행을 위한 국비 지원액

	지원내용	지원액	재 원
2018	- 고용위기지역(군산 71억 원, 거제 20억 원, 경남 고성 6억 원, 영암 3억 원) 10% 할인비용 지원 ※ 발행규모 3,714억 원(고용위기지역 1,000억 원)	100억 원	추경 60억 원 예비비 40억 원
2019	- 2.3조 원에 대해 발행액의 4% 지원	884억 원	예비비 533억 원 특교 351억 원
2020	- (본예산) 3조 원에 대해 발행액의 4% 지원	1,113억 원	국비 712억 원 특교 401억 원
	- (1차 추경) 3조 원에 대해 발행액의 8% 지원	2,400억 원	추경 2,400억 원
	- (3차 추경) 3.6조 원에 대해 발행액의 8% 지원	2,400억 원	추경 3,177억 원
	- 본예산 잔여분 1.9조 원에 대해 4% 추가 지원	777억 원	
2021	- 15조 원에 대해 발행액의 8%, 6% 지원 ※ 보통교부세 불교부단체는 4%, 3% 지원	1조 522억 원	국비 1조 522억 원

자료 : 행정안전부 보도자료(2021. 1. 14).

비 지원이 시작된 2018년 이후에 지역화폐 판매가 얼마나 늘어났는지도 살펴보고자 한다.

제2절 분석자료 및 모형

1. 분석자료

지역화폐는 지자체가 자율적으로 발행하며, 지류(紙類)뿐만 아니라 카드형, 모바일형 등 유형이 다양하다. 발행 주체와 유형이 다양한 지역화폐의 특징은 발행 및 판매 현황을 정확히 파악하는 데 어려움으로 작용한

다. 지역화폐 관련 주무부처인 행정안전부는 2019년 이후 지자체별 지역화폐 판매액을 집계하고 있지만 지역화폐 유형별 집계는 이루어지지 않고 있다. 2017년 이전 기간의 경우, 국비 지원이 없었기 때문에 지자체별 지역화폐 발행액 및 판매액은 중앙정부에서 조사하지 않았다.

2017년 이전 기간의 지자체별 지역화폐 자료가 부재한 상황에서 지역화폐를 연구한 선행연구는 연구의 공간적 범위를 전국으로 하기보다는 특정 지역에 한정하고 주로 지역화폐 이용자 또는 가맹점을 대상으로 인식조사 및 설문조사를 시행하였다(최준규 외, 2016; 이병기 외, 2017; 여효성 외, 2020; 유영성 외, 2020; 윤성진 외, 2021). 반면 강창희 외(2020, 2021)와 송경호·이환웅(2020a, b)은 전국 지자체를 대상으로 지역화폐 발행액을 직접 조사하여 지역화폐 발행이 지역고용과 매출액에 끼친 영향을 실증분석하였다. 특히 전자의 경우, 2010년부터 2019년 8월까지 조사된 전국 지자체의 연도별 지역화폐 발행액을 보고서와 논문에서 공개하여 후속 연구에서 활용될 수 있도록 하였다.³⁾

본 연구에서는 강창희 외(2020)에서 공개된 2010~2018년 지역화폐 발행액 조사결과와 함께, 행정안전부에서 제공한 2019~2020년 지역화폐 판매액을 연계하여 분석자료를 구성하였다. 지역화폐를 이용한 지역 내 소비는 총판매액을 초과할 수 없으며, 총판매액 이내에서 소비를 통해 지역경제에 영향을 줄 수 있다. 따라서 지역화폐의 지역경제 영향을 분석할 때 판매액을 중심으로 살펴볼 필요가 있다. 그러나 본 연구에서는 2010~2018년 기간의 경우 지자체별 총발행액 조사자료만 가용하다는 한계가 있다. 측정오차(measurement errors)의 가능성이 있지만 판매액이 발행액을 초과할 수 없다는 점을 고려하여 이 기간에 대해서는 발행액을 판매액으로 간주하였다. 이후 발행액과 판매액을 구분하지 않고 ‘판매액’으로

3) 송경호·이환웅(2020b: 46)은 2019년 3월 기준으로 지역화폐를 발행한 67개 기초자치단체와 인천광역시를 대상으로 지역화폐 판매액을 조사하였다(최종 실증분석에서는 60개 지자체 자료를 활용). 강창희 외(2020: 27)는 2017~2019년에 행정안전부 내부자료(전국 지자체), 2010~2017년에는 2017년 발행 실적이 있는 53개 지자체 대상 설문조사를 통해 지역화폐 발행액을 조사하였다(최종 40개 지자체가 응답). 본 연구는 전국 지자체를 분석의 공간적 범위에 포함하고자 하였고, 이를 위해 강창희 외(2020: 69~72)의 조사결과를 활용하였다. 자료를 공개해주신 저자들에게 감사드린다.

통칭한다.

2019년 기준으로 지자체는 17개 광역자치단체와 226개 기초자치단체로 구성된다. <표 2-2>는 강창희 외(2020)와 행정안전부 내부자료를 정리하여 2010~2020년 기간의 지역화폐를 판매한 지자체 수 및 판매액 합계(명목금액)를 나타낸다. 표에서 2010~2016년 기간에 광역자치단체는 지역화폐를 판매하지 않았고, 30개 내외의 기초자치단체가 판매했음을 확인할 수 있다. 판매액 총합계는 1,000억 원 이하 수준이었다. 2017년에는 강원도가 광역자치단체 중에서 처음으로 지역화폐를 판매하였고, 기초자치단체 수가 51개로 늘어났으며, 총판매액은 3,100억 원으로 규모가 전년도에 비해 약 3배로 늘어났다. 2018년에는 강원도와 함께 인천광역시가 지역화폐를 판매하였고, 기초자치단체 수와 판매액 합계가 다소 늘어났다. 2019년에는 광역자치단체가 6개, 기초자치단체가 131개로 늘어났고 총판매액은 3조 2,000억 원으로 크게 늘어났다. 코로나19가 발생한 2020년에는 11개 광역자치단체와 146개 기초자치단체가 지역화폐를 판매했으며, 총판매액은 13조 3,000억 원에 이르렀다. <표 2-1>에서 확인할 수 있듯이, 지역화폐에 국비가 처음 지원된 시기는 2018년(100억 원)이지만, 2019년(884억 원)과 2020년(6,690억 원)에 국비 지원이 크게 늘면서 지역화폐 판매액이 급격히 증가한 것을 확인할 수 있다.

<표 2-2> 지역화폐를 판매한 지방자치단체 수 및 총판매액(2010~2020년)

(단위: 개, 조 원)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
지역화폐 판매 광역자치단체 수	0	0	0	0	0	0	0	1	2	6	11
지역화폐 판매 기초자치단체 수	23	26	31	26	29	27	29	51	53	131	146
지역화폐 판매액(발행액) 총합계	0.05	0.07	0.08	0.09	0.08	0.09	0.10	0.31	0.37	3.2	13.3

주: 지역화폐 판매액(발행액)은 각 연도 명목가격임. 2010~2018년은 발행액, 2019~2020년은 판매액을 의미함. 지방자치단체는 2019년 기준 17개 광역자치단체, 226개 기초자치단체로 구분함.

자료: 2010~2018년은 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적, 2019~2020년은 행정안전부의 「지역사랑상품권 판매 현황」 내부자료.

2. 분석기간 및 지역 단위 설정과 지역별 지역화폐 변수의 정의

본 연구에서 실증분석을 위한 분석기간은 2015년 이후로 설정하였다. 지역화폐는 지역 상권에서 소비와 매출에 영향을 줄 것으로 기대된다. 특히 소상공인 비중이 높은 소매업이 지역화폐의 영향을 크게 받을 수 있다. 그런데 최근 인터넷 쇼핑 거래가 확대되면서 소매업 구조가 변화를 보이고 있다. 특히 2015년 이후 총매출액에서 백화점 및 대형마트가 포함되는 ‘대형 종합 소매업’의 비중이 지속적으로 감소하고, 편의점이 포함된 ‘음·식료품 위주 종합 소매업’과 ‘통신 판매업’ 비중은 증가하였다(강동우 외, 2020). 2015년 이후 소매업 매출액 비중에서 구조적 추세 변화가 나타남을 고려하여 본 연구의 분석기간은 2015년 이후로 설정하였다.

<표 2-2>에서 확인했듯이 지역화폐는 기초자치단체뿐만 아니라 광역자치단체에서도 판매한다. 지역화폐는 대체로 관내 사용으로 공간적 제약을 두기 때문에 기초자치단체의 판매액은 해당 지역에서만 사용된 것으로 볼 수 있다. 반면 광역자치단체의 지역화폐는 소속된 기초자치단체 어디에서든 사용할 수 있기 때문에 광역자치단체의 총판매액 정보만 주어질 때는 정확히 어디에서 판매되었는지 알 수 없다.

광역자치단체에서 판매하는 지역화폐는 광역자치단체에 소속된 기초자치단체 중 어느 한 곳에서 최종적으로 판매 및 사용될 것이므로, 본 연구에서는 광역자치단체의 판매액을 기초자치단체로 배분하고자 하였다. 이를 위해서 ‘광역자치단체의 판매액은 경제 규모가 큰 기초자치단체에서 더 많이 판매된다.’고 가정하고, 지역경제 규모에 비례하여 판매액을 배분하였다. 기초자치단체의 경제규모는 GRDP 또는 인구에 비례하는 것으로 가정하였다. 이상의 가정으로 r 번째 광역자치단체에 속하는 i 번째 기초자치단체의 t 연도 지역화폐 총판매액은 해당 기초자치단체의 자체 판매액에 식 (2-1)과 같이 2015년 기준 GRDP 규모의 비중에 비례하거나, 식 (2-2)와 같이 2015년 기준 인구 규모에 비례하여 계산된 광역자치단체 판매액의 일부를 더한 값으로 정의하였다. 비례 계산을 위해서 지역화폐 판매액과 GRDP는 각각 ‘소비자물가지수’ 및 ‘전산업생산지수’를 이용하여 2019년 실질가격으로 환산한 후 사용하였다. 인구는 2015년 기준 주민

등록인구를 사용하였다.⁴⁾ 이상의 방법을 통해서 226개 기초자치단체와 세종특별자치시(이하, 세종시) 및 제주특별자치도(이하, 제주도)로 구성된 228개 지역을 분석 단위로 설정하고 연도별 지역화폐 판매액 변수를 정의하였다. 세종시와 제주도는 하위 기초자치단체가 없어 각 광역자치단체를 분석의 단일 지역으로 사용하였다.

$$\begin{aligned} & \text{지역화폐 판매액 (GRDP 비례 방식)}_{i,r,t} \equiv \\ & \text{기초자치단체 판매액}_{i,r,t} + \\ & \text{광역자치단체 판매액}_{r,t} \times \frac{\text{2015년 기초자치단체 GRDP}_{i,r}}{\text{2015년 광역자치단체 GRDP}_r} \end{aligned} \quad (2-1)$$

$$\begin{aligned} & \text{지역화폐 판매액 (인구 비례 방식)}_{i,r,t} \equiv \\ & \text{기초자치단체 판매액}_{i,r,t} + \\ & \text{광역자치단체 판매액}_{r,t} \times \frac{\text{2015년 기초자치단체 인구}_{i,r}}{\text{2015년 광역자치단체 인구}_r} \end{aligned} \quad (2-2)$$

전술한 방법으로 계산된 228개 지역의 지역화폐 판매액은 강창희 외 (2020, 2021)의 방식을 따라 식 (2-3)과 같이 2015년 GRDP로 나누어 GRDP 대비 비중(%)으로 표준화한 후 실증분석의 종속변인으로 사용하였다. 지역화폐 판매액 규모 및 지역경제에 끼치는 영향은 해당 지역경제 규모에 따라 상대적으로 나타날 수 있으므로, 실증분석에서 지역 간 비교가 가능하도록 표준화를 통해 지역경제 규모 차이를 통제하였다.

$$\text{표준화된 지역화폐 판매액 (\%)}_{i,t} \equiv \frac{\text{지역화폐 판매액}_{i,t}}{\text{2015년 GRDP}_i} \times 100 \quad (2-3)$$

<표 2-3>은 예시로, GRDP 비례 방식으로 계산된 지역별 지역화폐 판매액의 기술통계를 연도별로 나타낸다. 지역화폐 판매 지역 수는 2015~

4) 지역별 GRDP, 소비자물가지수, 전산업생산지수, 주민등록인구 자료는 통계청 KOSIS에서 내려받아 사용하였다.

2016년의 경우 <표 2-2>의 기초자치단체 수와 동일하다. 평균 지역화폐 판매액은 GRDP 대비 0.16~0.17% 수준을 보였다. 2017년 이후에는 광역자치단체에서도 지역화폐를 판매하기 시작하였다. 이에 따라 228개 지역 기준으로 계산된 지역화폐 판매 지역 수는 <표 2-2>의 기초자치단체 수보다 많은 것을 확인할 수 있다. 2018년까지 평균 지역화폐 판매액 비중은 0.2% 미만이었다. 국비 지원이 크게 증가한 2019년 이후에는 판매 지역 수가 170개 이상으로 크게 늘어났고 평균값은 0.28% 이상을 보였다.

[그림 2-1]은 GRDP 비례 방식으로 계산된 지역화폐 판매 지역 수와 평균값 추세를 시각화하여 나타낸다. 2015~2018년 기간에 판매지역 수는 증가하지만 평균 지역화폐 판매액은 감소하는 추세를 확인할 수 있다. 그러나 국비 지원이 크게 확대된 2019년 이후에는 지역 수와 평균값이 크게 증가하며 구조적인 변화를 보인 것을 확인할 수 있다. 이러한 특징을 고려할 때, 국비 지원 확대가 지역화폐 판매 증가의 외생적 요인이라 추측된다. 국비 지원이 시작된 2018년 이후를 터미 변인으로 설정하고, 지역화폐 판매 결정에 끼친 평균적인 영향의 정도를 실증분석을 통해서 확인한다.

<표 2-3> 지역화폐 판매액(GRDP 비례, 지역화폐 판매 지역)

(단위: %, %p)

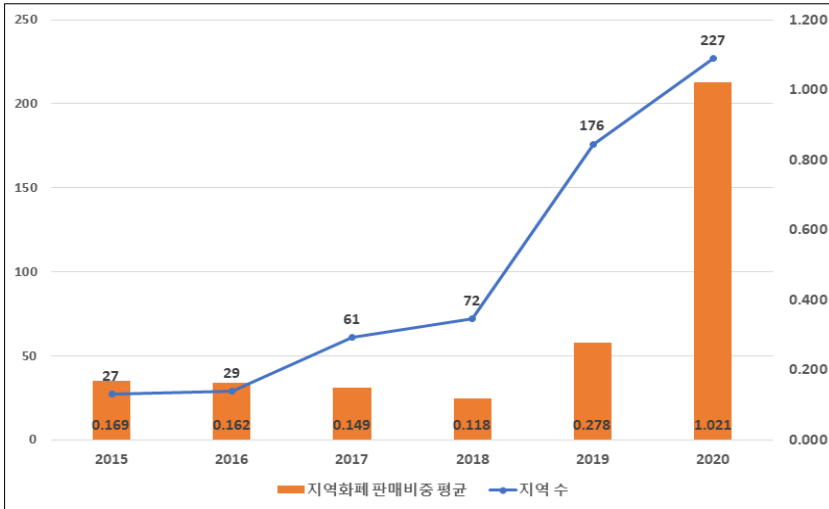
	지역화폐 판매 지역 수	평균	표준편차	최소	최대
2015	27	0.169	0.253	0.004	1.290
2016	29	0.162	0.180	0.001	0.726
2017	61	0.149	0.208	0.001	1.374
2018	72	0.118	0.148	0.001	0.688
2019	176	0.278	0.496	0.000	3.862
2020	227	1.021	0.964	0.035	6.345

주: 2017년 이후에는 기초자치단체에서 판매(발행)한 지역화폐뿐만 아니라 광역자치단체에서 판매한 경우가 발생함. 광역자치단체의 지역화폐 판매액은 2015년 각 광역자치단체에 속하는 기초자치단체의 GRDP 비중을 비례하여 배분하였음. 이러한 방식으로 계산된 기초자치단체별 지역화폐 총판매액을 2015년 GRDP로 표준화하여 지역화폐 판매 비중(%)을 계산함.

자료: 저자 작성.

[그림 2-1] 연도별 지역화폐 판매 지역 수 및 판매 비중 평균(GRDP 비례)

(단위: 개(왼쪽 축), %(오른쪽 축))



주: 지역화폐 판매의 평균값은 지역화폐 판매가 있는 지역만을 대상으로 계산함.
자료: 저자 작성.

3. 분석모형

앞서 설명한 228개 지역의 2015~2020년 지역화폐 판매액을 종속변인으로 설정하고, 지역화폐 판매액이 어떠한 지역 특성으로 설명되는지를 결정요인 분석을 통해 확인하고자 한다. 이를 위해서 우선 식 (2-4)와 같이 패널 고정효과 모형(Panel Fixed Effects Model)을 설정하고 주요 지역 특성의 영향을 살펴본다. 식에서 α 는 상수항을 의미한다. $x_{i,(t-1)}$ 은 지역별 주요 특성을 의미하는데, <표 2-4>의 변수를 포함한다. 주민등록 인구는 지역의 소비 수요 규모를 반영하고[분석에서는 $\log(\text{인구})$ 를 사용], 경제활동참가율은 지역노동시장 상황을 반영한다. 인구구조를 반영하기 위해 여성 인구 비중을 포함하였고, 지역산업의 특징을 제조업 비중으로 대표하여 나타낸다. 마지막으로 지역화폐를 판매할 수 있는 지역의 재정 상태를 나타내기 위해 재정자립도를 포함하였다. 제조업 비중은 통계청 MDIS 원격접근시스템의 전국사업체조사 미시자료를 이용하여 계산하였고, 나머지 변수는 통계청 KOSIS에서 내려받아 구축하였다. 경제활동참

가율은 상·하반기의 평균값을 사용하였다.

지역 특성변수의 관측값은 지역화폐가 판매된 t 년의 1년 전인 $t-1$ 년 기준으로 구성하였다. 이를 통해 지역화폐 판매가 지역경제에 영향을 미치는 역인과관계(reverse causality)의 가능성을 배제하고자 하였다. β 는 지역화폐 판매에 대한 지역특성의 한계효과를 나타내는 계수로 추정을 통해서 확인하고자 하는 모수(parameter)이다. μ_i 는 시간 불변의 특성을 가진 i 번째 지역의 미관측 특성을 의미한다. $\epsilon_{i,t}$ 은 오차항을 나타낸다.

$$\text{표준화된 지역화폐 판매액}_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,(t-1)} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (2-4)$$

$$i = 1, \dots, 228, \quad t = 2015, \dots, 2020$$

$$E[\epsilon_{i,t} \mid \mu_i, x_{i,2014}, x_{i,2015}, \dots, x_{i,2019}] = 0$$

패널 고정효과 모형의 추정에는 집단 내 추정량(Within Estimator)이 주로 사용되며 식 (2-4)의 마지막 식과 같이 강한 외생성(strong exogeneity)을 가정한다(Cameron and Trivedi, 2010: 271). 그런데 강한 외생성 가정은 본 연구에서 설정하는 지역화폐 결정요인 분석모형에서 위배될 수 있다. 예를 들어, 2018년에 우리나라 주요 조선업 밀집지역은 큰 고용충격을 받았고, 이듬해에도 조선업 고용이 감소하였다(강동우·윤미래, 2020). 그리고 <표 2-1>에서 확인되듯이, 2018년 고용위기지역의 지역경제 활

<표 2-4> 연도별 지역 특성 평균값

(단위: 명, %)

	2014	2015	2016	2017	2018	2019
주민등록인구	225,122	226,006	226,738	227,099	227,307	227,412
경제활동참가율	63.7	63.7	63.8	63.6	63.9	64.5
여성 비중	49.9	49.9	49.9	49.9	49.9	49.9
제조업 비중	21.3	20.9	20.6	20.7	20.2	19.8
재정자립도	26.3	25.8	26.7	27.6	27.1	26.4

자료: 제조업 비중은 통계청 MDIS 원격접근시스템에서 전국사업체조사 미시자료를 이용하여 제조업 취업자 비중을 저자가 계산함. 기타 지역특성 변수는 통계청 KOSIS에서 내려받아 구축함. 경제활동참가율은 상·하반기 경제활동참가율의 평균값.

성화 대책으로 지역화폐 국비 지원이 시행되었다(관계부처 합동, 2018. 5. 29: 15). 2018년의 조선업 고용충격이 외생적으로 오차항에 반영된다고 볼 때, 조선업 밀집지역에서 2018년의 오차항은 2019년 제조업 비중이 영향을 줄 수 있으므로 패널 고정효과 모형에서 가정하는 강한 외생성은 위배될 수 있다.

강한 외생성이 위배될 수 있는 가능성을 고려하여, 패널 고정효과 모형에 추가하여 식 (2-5)와 같이 1계 차분 모형을 추정한다. 식 (2-5)는 t 년도의 식 (2-4)에서 $t-1$ 년의 식 (2-4)를 빼서 유도된다. 이때 상수항과 시간불변 지역의 미관측 특성은 삭제되며, 지역특성의 한계효과를 나타내는 모수 β 를 1계 차분 추정량(First-Difference Estimator)으로 추정한다. 1계 차분 추정량에서는 식 (2-5)의 마지막 식과 같이 t 년도의 오차항이 시간불변 미관측 지역특성과 $t-1$ 년도 이전의 지역특성에 대해서 조건부 독립인 약한 외생성(weak exogeneity)을 가정한다. 이 경우에는 2018년 오차항과 2019년 이후 지역특성 간의 상관관계가 허용되기 때문에 보다 현실적인 가정일 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & (\text{표준화된 지역화폐 판매액}_{i,t} - \text{표준화된 지역화폐 판매액}_{i,(t-1)}) \\
 & = \Delta \text{표준화된 지역화폐 판매액}_{i,t} = \beta \Delta x_{i,(t-1)} + \Delta \varepsilon_{i,t} \\
 & i = 1, \dots, 228, \quad t = 2016, \dots, 2020 \\
 & E[\varepsilon_{i,t} \mid \mu_i, x_{i,2014}, \dots, x_{i,(t-1)}] = 0
 \end{aligned}
 \tag{2-5}$$

본 연구에서는 패널 고정효과 모형과 1계 차분 모형의 추정결과를 비교하고 모형의 가정이 달라지더라도 공통적으로 발견되는 분석결과를 중심으로 주요 결정요인을 살펴본다. 두 모형 모두 표준오차는 지역별 군집 표준오차(clustered standard errors)로 계산하였다.⁵⁾

5) 1계 차분 모형 추정에서 정확한 자유도(Wooldridge, 2019: 463~464)를 보정한 표준오차를 계산하기 위해 Stata의 xtivreg 명령어와 fd 옵션을 이용하였다.

제3절 분석결과

패널 고정효과 모형의 추정결과는 <표 2-5>에 제시되며, 1계 차분 모형의 추정결과는 <표 2-6>에 제시된다.

먼저 <표 2-5>의 패널 고정효과 모형의 추정결과에서 GRDP 비례 방식으로 지역별 지역화폐 판매액을 계산한 모형 1을 살펴보면, 지역의 인구가 1% 증가할 때 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중이 평균적으로 약 1.64%p 감소한 것으로 나타났다. 이 결과는 지역의 인구가 감소할수록 지역화폐 판매가 증가하는 경향이 있음을 의미한다. 또한 지역의 경제활동참가율이 1%p 증가할 때 지역화폐 판매는 약 0.13%p 증가하는 경향이 발견됐다.

2018년 이후 시작된 국비 지원이 지역화폐 판매 증가에 끼친 영향을 살펴보기 위해 모형 2에서는 2018~2020년 기간을 나타내는 더미 변수를 추가하여 추정하였다. 분석결과에서 인구가 감소할수록⁶⁾, 경제활동참가율이 높을수록 지역화폐 판매가 증가하는 경향은 동일하게 발견된다. 그러나 추정계수의 절대값은 모형 1에 비해 다소 작아졌다. 2018~2020년 더미의 계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의했고, 2015~2017년에 비해 지역화폐가 평균적으로 약 0.35%p 증가한 결과를 나타냈다.

인구비례 방식으로 지역별 지역화폐 판매액을 계산한 경우의 추정한 결과는 모형 3과 모형 4에 제시된다. 모형 4를 중심으로 살펴볼 때, 추정계수 크기에는 다소 차이가 있으나 지역 인구가 감소할수록, 경제활동참가율이 증가할수록 지역화폐 판매가 증가한 경향은 동일하게 발견된다. 2018~2020년 더미의 추정계수는 약 0.35%p로 모형 2의 결과와 유사하였다.

패널 고정효과 모형은 강한 외생성을 가정하며, 이보다 약한 외생성을 가정하는 1계 차분 모형의 분석결과는 <표 2-6>에서 제시된다. GRDP

6) 모형 1에서 $\log(\text{인구})$ 의 통계적 유의성은 5% 수준에서 유의했으나, 모형 2에서는 10% 수준으로 약화되었다.

비례 방식으로 계산된 지역화폐 판매액을 종속변인으로 정의한 모형 6을 먼저 살펴보면, 인구가 감소할수록, 경제활동참가율이 높을수록 지역화폐 판매액이 증가하는 경향이 패널고정효과 모형의 결과와 유사하게 발견된다. 단, 인구 1%p 감소의 한계효과는 약 2.3%p로 더 크게 추정되었다. 2018~2020년 더미의 추정계수는 0.036%p로 나타나 패널 고정효과 모형의 추정계수보다는 작게 나타났다. 재정자립도의 경우, 패널 고정효과 모형(모형 2)에서는 10% 수준에서 통계적으로 유의하지 않았다. 하지만 1계 차분 모형에서는 10% 수준에서 유의하였고, 재정자립도가 1%p 감소할 때 지역화폐 판매가 평균적으로 약 0.02%p 증가하는 결과를 보였다. 인구 비례 방식으로 지역화폐 판매액을 계산한 경우를 모형 8의 추정결과를 중심으로 살펴보면, 추정계수의 절대값이 더 크게 추정되었으나 한계효과의 방향성은 모형 6과 동일하였다.

〈표 2-5〉 지역화폐 판매 결정요인 추정결과(패널 고정효과 모형)

종속변인(t년)	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	지역화폐 판매 (GRDP 비례)		지역화폐 판매 (GRDP 비례)		지역화폐 판매 (인구 비례)		지역화폐 판매 (인구 비례)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
설명변인(t-1년)								
log(인구)	-1.636**	(0.740)	-1.145*	(0.616)	-2.413***	(0.790)	-1.930***	(0.689)
경제활동참가율	0.131***	(0.020)	0.107***	(0.017)	0.140***	(0.020)	0.116***	(0.018)
여성 비중	0.126	(0.110)	-0.017	(0.095)	0.219*	(0.121)	0.079	(0.106)
제조업 비중	-0.043	(0.033)	-0.026	(0.029)	-0.076*	(0.042)	-0.059	(0.039)
재정자립도	0.005	(0.012)	-0.013	(0.011)	0.005	(0.011)	-0.013	(0.011)
2018~2020년 더미			0.355***	(0.040)			0.349***	(0.045)
상수항	5.690	(11.815)	8.477	(9.515)	10.415	(12.746)	13.157	(10.634)
시군구 지역 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
관측치	1,368		1,368		1,368		1,368	
Adjusted R ²	0.096		0.200		0.136		0.218	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 6년(2015~2020년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 2-6〉 지역화폐 판매 결정요인 추정결과(1계 차분 모형)

종속변인(t년)	모형 5		모형 6		모형 7		모형 8	
	△지역화폐 판매 (GRDP 비례)		△지역화폐 판매 (GRDP 비례)		△지역화폐 판매 (인구 비례)		△지역화폐 판매 (인구 비례)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
설명변인(t-1년)								
△ log(인구)	-2.324**	(0.952)	-2.309**	(0.942)	-3.052***	(1.020)	-3.035***	(1.009)
△ 경제활동참가율	0.116***	(0.015)	0.117***	(0.015)	0.121***	(0.016)	0.122***	(0.016)
△ 여성 비중	0.091	(0.102)	0.084	(0.101)	0.165	(0.109)	0.157	(0.108)
△ 제조업 비중	-0.034	(0.025)	-0.035	(0.025)	-0.059*	(0.032)	-0.059*	(0.032)
△ 재정자립도	-0.013*	(0.008)	-0.015*	(0.008)	-0.016**	(0.008)	-0.017**	(0.008)
△ 2018~2020년 더미			0.036***	(0.013)			0.041***	(0.013)
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 5년(2016~2020년). 표준오차는 Stata의 xtivreg 명령어와 fd 옵션을 이용하여 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

비록 추정계수의 크기에 차이가 있으나, 지역화폐 판매액의 계산방식(GRDP 비례 또는 인구 비례 방식)과 분석모형(패널 고정효과 모형 또는 1계 차분 모형)에 상관없이 공통적으로 발견된 결과는 지역의 인구가 감소할수록, 경제활동참가율이 높을수록 지역화폐 판매액이 증가하는 경향이 있다는 점이다. 또한 국비 지원이 시작된 2018년 이후에 지역화폐 판매가 평균적으로 증가한 것을 공통적으로 확인할 수 있다.

지역 인구가 감소할수록 지역화폐 판매액이 증가한 경향은 지역 상권의 축소에 대응하는 지자체의 지역경제 활성화 노력이 반영된 결과라고 추측된다. 지역 소비 수요의 원천인 인구가 감소하는 지역에서는 지역 상권의 매출이 지속적으로 감소할 수 있고, 이에 대응하여 지방자치단체는 지역경제 활성화를 위한 수단으로 지역화폐 판매액을 늘릴 수 있겠다.

제4절 소 결

1. 분석결과 요약

제2장에서는 지역화폐 판매 결정요인 분석을 통해서 어떠한 지역 특성이 주요 요인인지를 확인하고자 하였다. 지역화폐는 지자체에서 자율적으로 발행하고 유형이 다양하여 실제 소비에 사용된 정확한 금액과 사용처를 확인하는 데 어려움이 크다. 가용 자료의 한계로 본 연구에서는 강창희 외(2020)가 조사한 2010~2018년 지역화폐 발행액과 행정안전부의 2019~2020년 지역화폐 판매액을 연계하고, 발행액을 판매액으로 간주하여 분석자료를 구성하였다. 이 과정에서 광역자치단체의 지역화폐 판매액은 GRDP 또는 인구 비중에 비례하여 기초자치단체에 할당하였다. 228개 지역(226개 기초자치단체와 세종시 및 제주도)의 지역화폐 판매액은 GRDP 대비 비중으로 표준화하여 실증분석에 사용하였다. 2015년 이후 온라인 쇼핑이 급증하고 소매업 매출 비중에 구조적 변화 추세가 나타났음을 고려하여 분석기간은 2015~2020년으로 설정하였다.

구축된 지역 패널자료를 이용하여 패널 고정효과 모형과 1계 차분 모형을 추정하였을 때, 모형에 관계없이 지역의 인구가 감소할수록, 경제활동참가율이 높을수록 GRDP 대비 지역화폐 판매액이 늘어나는 경향이 발견되었다. 또한 국비 지원이 시작된 2018년 이후에 지역화폐 판매액이 평균적으로 증가한 점을 확인할 수 있었다.

2. 시사점

정확한 지역화폐 자료 구축의 어려움과 본 연구의 실증분석 결과를 종합적으로 고려하여, 지역 상권의 매출액 등 지역경제 변수에 대한 지역화폐의 영향 분석과 해석에서 유의해야 할 몇 가지 사항들을 아래와 같이 정리한다.

첫째, 정확한 지역화폐 자료의 구축이 어려운 점은 실증분석에서 측정 오차(measurement errors)가 심각할 수 있고, 이 경우 실제로는 지역화폐가 지역경제에 유의한 긍정 또는 부정적인 영향이 있더라도 추정결과에서는 효과가 없는 것으로 나타날 수 있다(attenuation bias, 회석 편의). 지역화폐가 지자체에서 발행되더라도 실제 판매된 금액은 이보다 작을 수 있다. 더욱이 t 년도에 판매된 지역화폐가 t 년도에 다 사용되지 않을 수 있어서, 실제 지역경제에 영향을 끼친 지역화폐는 발행액 또는 판매액보다 당해 사용액이라 할 수 있다. 선행연구에서는 주로 지자체를 대상으로 직접 설문조사를 시행하고, 조사된 발행액 또는 판매액을 분석에 사용하였다. 그런데 지자체가 조사에 응답하지 않거나, 응답한 발행액 또는 판매액이 부정확하여 분석에서 제외된 경우도 있었다.

식 (2-6)과 같이 조사된 지역화폐 발행액 또는 판매액 자체에 측정오차가 있는 경우, 관측되지 않은 실제 지역화폐와 측정오차 사이에 체계적인 관련성이 없더라도[식 (2-7)] 측정오차의 정도($\sigma^2_{\text{측정오차}}$)가 커질수록 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향이 없는 것으로 분석될 수 있다. 지역화폐 변수만을 설명변인으로 포함한 단순 선형회귀 모형을 예시로 이를 수식화하면[식 (2-8)], 조사된 지역화폐의 한계효과 추정치($\hat{\beta}_{\text{(조사된 지역화폐)}}$)는 측정오차가 있는 경우에 실제 지역화폐의 한계효과($\beta_{\text{(실제 지역화폐)}}$)의 절대값보다 작고, 측정오차의 정도가 커질수록 0에 가까운 값을 가지게 된다(Wooldridge, 2010: 78~82). 따라서 조사된 지역화폐 발행액 또는 판매액에 측정오차가 있다고 의심될 경우, 측정오차의 정도를 정확히 알 수 없다면 분석결과에서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향이 유의하지 않다고 해서 실제 효과가 없다고 확언하는 데 주의가 필요하다.

$$(\text{조사된 지역화폐}) = (\text{실제 지역화폐}) + (\text{측정오차}) \quad (2-6)$$

$$\text{cov}(\text{실제 지역화폐}, \text{측정오차}) = 0 \quad (2-7)$$

$$\text{plim } \hat{\beta}_{\text{(조사된 지역화폐)}} = \beta_{\text{(실제 지역화폐)}} \left(\frac{\sigma^2_{\text{(실제 지역화폐)}}}{\sigma^2_{\text{(실제 지역화폐)}} + \sigma^2_{\text{(측정오차)}}} \right) \quad (2-8)$$

둘째, 매출액 등 지역경제 변수의 추세와 지역화폐 판매의 추세 간 관계를 고려할 필요가 있다. 지역화폐 판매 결정요인 분석에서 확인되는 결과 중 하나는 인구가 감소할 때 지역화폐 판매액이 증가하는 경향이 발견된다는 점이다. 인구가 감소하는 지역은 소비 수요가 축소되어 지역 상권의 경기 침체가 지속될 수 있고, 해당 지자체는 지역경제 활성화를 위해서 지역화폐를 도입하거나 발행액을 늘리려 할 수 있다. 이처럼 지역의 인구 감소 또는 소비 수요 규모의 축소 추세를 적절히 고려하지 못할 경우, 지역화폐가 소매업 매출액 등 지역경제에 끼친 영향이 실제보다 작게 추정되거나 오히려 부(-)의 분석결과가 나타날 수 있다. 이러한 현상은 교육훈련 프로그램이 참가자의 임금에 끼친 영향을 분석할 때 참가 직전의 임금이 일시적으로 하락한 경향이 있고, 이러한 임금 변화의 추세를 고려하지 않으면 프로그램의 효과 추정에 편의(bias)가 발생한다는 ‘아센펠터의 일시적 감소(Ashenfelter’s dip)’와 유사하다(Ashenfelter, 1978; Khandker et al., 2010: 77; 이환웅, 2021). 따라서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 분석할 때, 지역화폐가 도입된 지역에서 지역경제 변수가 보이는 이질적인 추세를 통제하거나, 적절한 도구변수(instrumental variable)를 이용하는 등 보다 강건한 추정방법이 필요할 수 있다.

셋째, 국비 지원 확대를 외생적 변이(variation)로 활용하여 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 분석하는 방안을 고려할 수 있겠다. 지역화폐 판매 결정요인 분석에서 확인되는 또 다른 결과는 국비 지원이 시작된 2018년 이후 지역화폐 판매가 평균적으로 증가한 점이다. 지역화폐는 2017년까지 지자체가 자체 재원을 이용하여 자율적으로 발행했다. 2018년 이후 중앙정부가 지역화폐 발행 지원을 크게 확대하였는데, 지역화폐 발행을 희망했으나 재원 부족으로 시행하지 못했던 지자체는 중앙정부의 지원을 이용하여 지역화폐 도입이 가능할 수 있다. 중앙정부 지원 확대라는 외생적 변이를 이용하여, 중앙정부의 지원이 없었으면 지역화폐를 도입하지 않았을 지자체의 지역화폐 도입이 지역경제에 끼친 영향을 도구변수법으로 분석해볼 수 있겠다.

제2장에서 도출한 시사점을 고려하여, 이어지는 제3장과 제4장에서는

지역화폐 판매 확대가 지역 소매업 및 음식점업의 매출액과 고용에 끼친 영향을 이질적 추세를 고려한 패널 고정효과 모형과 중앙정부의 국비 지원 확대 시기를 고려한 도구변수법을 이용하여 추정한다.

제 3 장

지역화폐 판매 확대가 소매업 및 음식점업 매출액에 끼친 영향

제1절 서 론

제3장에서는 지역 상권의 주요 업종이며 소상공인 비중이 높은 ‘소매업’과 ‘음식점 및 주점업’의 지역별 매출액 합계를 종속변인으로 설정하여 지역화폐 판매 확대가 매출액에 끼친 영향을 분석한다. 제2장에서 확인한 지역화폐 변수의 특징을 고려하여, 지역별로 이질적인 매출액 추세를 고려한 패널 고정효과 모형과 2018년 이후 국비 지원 확대를 외생적 변이로 고려한 도구변수법을 이용하여 지역화폐의 영향을 추정한다.

제2절 분석자료 및 모형

1. 분석자료

지역화폐 판매 확대가 소매업과 음식점 및 주점업의 지역별 매출액에 끼친 영향의 분석을 위한 종속변인은 통계청 통계데이터센터(Statistical Data Center: SDC)에서 제공하는 ‘기업통계등록부 DB(사업자등록번호

기준)’ 미시자료의 사업체별 매출액을 이용하여 구축하였다. SDC의 자료는 행정자료이기 때문에 미시자료 자체를 반출할 수 없다. 대신 SDC에서 분석을 시행하거나, 집계 자료를 산출한 후 반출하여 사용할 수 있다. 본 연구에서는 먼저 SDC에서 사업체 매출액 집계를 산출하여 반출한 후, 지역화폐 변수와 결합하여 실증분석을 시행하였다.

매출액 집계 자료는 다음과 같이 계산하였다. 먼저 2019년 기준으로 226개 기초자치단체와 세종시 및 제주도 등 총 228개 지역을 구분하였다. 그리고 제9차 한국표준산업분류(KSIC) 중분류(2자리) 기준으로 소매업(자동차 제외, KSIC 47)과 음식점 및 주점업(KSIC 56)의 지역별 매출액 합계를 각각 계산하여 반출하였다.

추가로 소매업과 음식점 및 주점업 각각에 대해서 지역-산업세분류(4자리) 단위(cell)별 매출액을 계산하여 반출하였다. 그리고 반출한 지역-산업세분류 자료 중에서 지역화폐 사용이 제한될 것으로 판단되는 업종을 삭제한 후, 지역별 매출액 합계를 소매업과 음식점 및 주점업에 대해서 각각 다시 계산하였다.⁷⁾

<표 3-1>과 <표 3-2>는 소매업과 음식점 및 주점업에 대해 SDC에서 반출한 자료의 산업세분류(4자리)별 업종명과 본 연구에서 구분한 지역화폐 사용 가능 여부를 나타낸다. 소매업의 경우, ‘대형 종합 소매업’, ‘통신판매업’, ‘노점 및 유사 이동 소매업’, ‘기타 무점포 소매업’에서 지역화폐 사용이 제한된 것으로 가정하였다. 음식점 및 주점업의 경우, ‘기관구 내식당업’, ‘출장 및 이동음식업’, ‘주점업’에서 제한된 것으로 가정하였다.

지역화폐 사용이 제한된 업종을 포함하여 계산한 총매출액 합계를 종속변인으로 설정할 경우, 직·간접 효과를 모두 포함한 총효과를 분석하는 의미를 가진다. 소매업을 예로 들면, 지역화폐 판매가 늘어날 경우 지

7) SDC는 지역-업종 단위(cell)로 집계액을 계산할 때 각 단위의 총사업체 수가 3개 미만인 경우 해당 단위의 결과값 반출을 불허한다. 지역화폐 사용이 제한되는 업종을 구분하기 위해 지역-산업세분류(4자리)별 집계액을 계산하였을 때, 사업체가 3개 미만인 경우가 다수 발생하였다. 이 경우에 실제 관측값이 있으나 반출 금지로 인한 결측치가 발행한다. 이러한 제한을 고려하여 지역화폐 사용 제한업종에 상관없이 지역별 총매출액을 계산할 때는 지역-산업중분류(2자리)별로 매출액 합계를 계산하고, 사용 제한 업종을 제외할 때는 지역-산업세분류(4자리)별 매출액을 계산하여 반출한 후, 지역별 합계를 다시 계산했다.

〈표 3-1〉 지역화폐 사용 가능 업종 구분(소매업)

소매업 세분류(4자리)	사용 가능 업종
4712 음·식료품 위주 종합 소매업 4719 그 외 기타 종합 소매업 4721 식료품 소매업 4722 음료 및 담배 소매업 4731 컴퓨터 및 주변장치, 소프트웨어 및 통신기기 소매업 4732 가전제품 소매업 4741 섬유, 직물, 의복 및 의복 액세서리 소매업 4742 신발 소매업 4743 가방 및 기타 가죽제품 소매업 4751 철물, 페인트, 유리 및 건설자재 소매업 4752 가구 소매업 4759 그 외 기타 가정용품 소매업 4761 서적 및 문구용품 소매업 4762 음반 및 비디오물 소매업 4763 스포츠용품 소매업 4764 게임용구, 인형 및 장난감 소매업 4771 차량용 연료 소매업 4772 가정용 연료 소매업 4781 의약품, 의료용 기기, 화장품 및 방향제 소매업 4782 사무용 기기, 사진장비 및 정밀기기 소매업 4783 시계 및 귀금속 소매업 4784 예술품 및 선물용품 소매업 4785 그 외 기타 상품 전문 소매업 4786 중고상품 소매업	포함
4711 대형 종합 소매업 4791 통신판매업 4792 노점 및 유사 이동 소매업 4799 기타 무점포 소매업	제외

자료: 통계청 제9차 한국표준산업분류.

〈표 3-2〉 지역화폐 사용 가능 업종 분류(음식점 및 주점업)

음식점 및 주점업 세분류(4자리)	사용 가능 업종
5611 일반 음식점업 5619 기타 음식점업 5622 비알콜 음료점업	포함
5612 기관구내식당업 5613 출장 및 이동음식업 5621 주점업	제외

자료: 통계청 제9차 한국표준산업분류.

역화폐 이용이 가능한 동네 식료품 소매점에서 식료품 구매가 늘어 ‘식료품 소매업’의 매출액이 증가할 수 있다. 반면 대형마트에서 식료품 구매가 감소하여 ‘대형 종합 소매업’의 매출액은 감소할 수 있다. 이 경우, 업종 간 대체로 인해 지역화폐 사용 가능업종의 매출액 증가(직접효과)와 사용 제한 업종의 매출액 감소(간접효과)가 모두 나타날 수 있다. 따라서 지역별 총매출액 합계를 계산하여 종속변인으로 설정할 경우, 직접효과와 간접효과를 종합한 ‘총효과’에 대한 영향을 분석하게 된다. 지역화폐 사용가능 업종에 한정하여 지역별 매출액 합계를 사용할 경우, 직접효과에 초점을 맞추어 분석하는 의미를 가진다.

이와 함께, 지역화폐가 소상공인 매출액에 끼친 영향을 살펴보기 위해 동일한 방식으로 지역 소상공인의 업종별 매출액 합계를 추가 종속변인으로 설정하였다. ‘상용직 근로자 5인 미만 사업체’를 소상공인으로 정의하였고, 소상공인 사업체에 한정하여 지역별 총매출액과 지역화폐 사용가능 업종의 총매출액을 계산하였다.

실증분석을 위해 구축된 지역별 매출액은 통계청 소비자물가지수를 이용해 2019년 기준 실질가격으로 변환한 후 사용하였다. ‘기업통계등록부 DB(사업자등록번호기준)’ 자료는 2019년까지만 가용하여, 온라인 쇼핑이 본격적으로 확대된 2015년에서 2019년으로 분석기간을 설정하였다.

관심변수인 지역화폐 변수는 제2장의 식 (2-1)에서 설명한 GRDP 비례 방식으로 산출한 지역화폐 판매액을 사용하였다. 지역화폐 판매액 변수는 통계청 소비자물가지수를 이용해 2019년 실질가격으로 환산한 후 사용하였다. 제2장에서와 같이 종속변인과 지역화폐는 2019년 실질가격으로 환산된 GRDP로 표준화하는데, GRDP의 기준연도는 모형에 따라 다소 차이가 있다. 종속변인과 지역화폐 변수의 구체적인 표준화 방식은 다음에 이어지는 분석모형에서 설명한다.

2. 패널 고정효과 모형

제2장에서 확인한 지역화폐 변수의 특성을 고려하여, 우선 지역별 매출액의 이질적 추세를 통제한 패널 고정효과 모형으로 지역화폐 판매 확대

가 매출액에 끼친 영향을 분석한다. 제2장의 분석 결과에서 인구가 감소할 때 지역화폐 판매가 증가하는 경향을 발견하였다. 인구 감소는 지역 상권의 매출액 감소를 야기할 수 있고, 매출액이 감소하는 지자체는 지역화폐 판매를 더 늘리려 할 수 있다. 즉, 지역화폐 판매를 확대한 지역은 그렇지 않은 지역에 비해 매출액 추세가 하향하는 경향이 더 강할 수 있다. 이 경우에 이중차분법의 기본 가정인 공통 또는 평행 추세가 성립하지 않을 수 있다(Carpenter and Dobkin, 2011).

식 (3-1)은 두 기간의 이중차분법을 여러 기간에 대해 일반화한 패널 고정 효과 모형을 나타낸다(Khandker et al., 2010: 74). 종속변인은 i 번째 지역의 t 년도 지역 총매출액을 분석하기 시작한 연도인 2015년의 GRDP로 나눠 표준화한 후, 100을 곱해 백분율로 표시한다. 관심변인인 지역화폐 판매액 역시 2015년 GRDP로 표준화해 백분율(%)로 나타낸다.⁸⁾ 식에서 μ_i 는 시간에 따라 변하지 않는 지역의 미관측 특성을 의미하며, γ_t 는 각 연도별로 모든 지역에서 공통적으로 발생한 연도 효과를 나타낸다. 지역에 따라 상이한 매출액 추세는 $t \cdot \theta_i$ 항으로 통제한다. 이상의 모형 설정으로 지역화폐가 매출액에 끼친 평균처리효과(average treatment effects)는 지역화폐 변수에 대응하는 계수(β) 추정치로 측정한다. 표준오차로는 지역별 군집 표준오차(clustered standard errors)를 사용한다.

$$\left(\frac{\text{매출액}_{i,t}}{GRDP_{i,2015}} \times 100 \right) = \alpha + \beta \cdot \left(\frac{\text{지역화폐 판매액}_{i,t}}{GRDP_{i,2015}} \times 100 \right) + \mu_i + \gamma_t + (t \cdot \theta_i) + \varepsilon_{i,t} \quad (3-1)$$

3. 도구변수법

매출액 추세 하향 지역에서 지역화폐 판매가 확대되는 경향은 지역별 이질적 추세를 모형에 반영하여 일정 부분 통제가 가능하다. 그러나 지역

8) 처치변수인 지역화폐 변수는 처치(treatment)의 강도(intensity)를 나타내는 연속 변수로 설정되었다.

화폐 판매는 매출액 추세뿐만 아니라 지자체의 다른 요인에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 지자체는 다양한 지역경제 관련 정책을 결정하는데, 대규모 점포 영업시간 규제를 위한 조례 제정(박성재 외, 2015), 전통시장 활성화 사업 시행(조규호, 2020), 대형 복합쇼핑몰 개발(김재호 외, 2020) 허가 등을 예로 들 수 있다. 제도 및 지역경제 개발과 관련된 지자체의 정책 성향은 지역화폐 발행 및 판매 확대 의사결정과도 관련될 수 있다.

만약 지자체의 정책 성향이 시간 불변의 특성을 가졌다면 지역 고정효과로 통제할 수 있다. 그러나 시간에 따라 변하는 특성을 보인다면 지역 고정효과만으로 충분하지 않다.⁹⁾ 더욱이 지자체의 정책 성향은 지역화폐 발행과 관련되어 있을 뿐만 아니라, 상업활동 관련 조례와 지역개발 사업을 통해서 지역 상권의 매출에도 영향을 줄 수 있다. 그러나 지자체의 정책 성향은 측정이 어렵기 때문에 회귀모형에서는 오차항에 포함된다. 이 경우, 오차항은 지역화폐 변수와도 관련성이 높아 모형 추정에서 누락변수로 인한 내생성 문제(endogeneity problem)가 발생한다(Wooldridge, 2010: 65~67, 90~96).¹⁰⁾

누락변수로 인한 내생성 문제를 우회하기 위해서, 2018년 이후 지역화폐 발행을 위한 국비 지원이 확대된 제도적 변화의 특징을 도구변수법에 활용한다. 2017년까지는 지자체가 자체 재원으로 지역화폐를 자율적으로 발행했고, 발행한 지자체 수가 적었다. 그러나 중앙정부의 국비 지원이 확대된 2018년 이후 지역화폐를 발행한 지자체가 크게 늘었다(제2장의

9) 지자체가 인접 지자체의 정책을 참고하여 의사결정을 하는 행태를 보일 경우 (Revelli, 2001; Trojanek et al., 2021), 지자체 정책 성향이 시간에 따라 변할 수 있겠다.

10) 지역화폐 판매와 관측되지 않는 지자체 정책 성향 사이의 상관관계가 정(+)의 방향을 보이고, 매출액에 대한 지역화폐와 지자체 정책 성향의 한계효과를 각각 β 와 γ 라고 하면, 누락변수에 따른 편의는 아래 식과 같이 표현될 수 있다 (Wooldridge, 2010: 65~67). γ 가 정(+)의 효과를 가진다면, 누락변수 편의로 지역화폐의 효과는 과대 추정된다(upward bias). 그러나 조례 제정, 지역개발사업 등을 통해 지역 상권에 영향을 끼치는 지자체 정책 성향은 업종에 따라 부(-)의 효과를 보일 수 있다. 따라서 편이의 방향성을 예측할 때 주의가 필요하다.

$$\text{plim } \hat{\beta} = \beta + \gamma \cdot \frac{\text{cov}(\text{지역화폐}, \text{미관측 지자체 정책 성향})}{\text{var}(\text{지역화폐})}$$

표 2-2, 그림 2-1 참조). 국비 지원 확대는 지역화폐 발행을 희망했으나 재원이 부족했던 지자체의 예산 제약을 완화했다고 판단된다. 특히 2017년까지 지역화폐를 한 번도 발행하지 않은 지자체의 경우, 국비 지원 확대가 지역화폐 발행과 직접적으로 관련된 외생적 변이라 추측된다.

<표 3-3>은 226개 기초자치단체와 세종시 및 제주도 등 228개 지역을 대상으로 기간별 지역화폐 발행 여부로 구분한 3가지 유형별 지역 수를 나타낸다. 2010~2017년 기간에 한 번도 지역화폐를 발행하지 않았으나 2018년 또는 2019년에 지역화폐를 발행한 지역은 총 83개로 약 36%의 비중을 보였다. <표 3-4>에서 세종시와 제주도를 제외한 15개 광역자치단체 기준으로 살펴보면, 5개 광역자치단체가 2017년까지 지역화폐 발행이 없으나 2018년 이후 지역화폐를 발행했다.

본 연구에서는 2010~2017년까지 지역화폐 발행이 없었다가 2018년 또는 2019년에 지역화폐를 발행한 기초자치단체 또는 광역자치단체에 소속된 기초자치단체는 외생적 변이인 국비 지원 확대로 지역화폐를 발행한 것으로 가정하고, 식 (3-2)와 같이 도구변수를 정의한다. 즉, 2017년까지 지역화폐 발행이 없었다가 2018년 이후 지역화폐를 발행한 기초자치단체 및 광역자치단체에 소속된 기초자치단체는 1, 그 외 기초자치단체는 0의 값을 가지는 더미 변수로 정의하였다.¹¹⁾

<표 3-3> 기간별 지역화폐 발행 여부(226개 기초자치단체 및 세종시, 제주도)

2010~2017년 지역화폐 발행 여부	2018~2019년 지역화폐 발행 여부	지역 수	비중
미발행	발행	83	36.4
미발행	미발행	94	41.2
발행	발행	51	22.4
전 체		228	100.0

자료: 제2장의 <표 2-2>의 자료와 동일함.

- 11) 지자체 입장에서는 국비 지원 확대가 해당 지자체의 경제상황을 고려해 결정된 것이 아니며, 지자체의 정책 성향과도 직접적인 관련이 없다고 볼 수 있다. 따라서 국비 지원 확대는 내생성이 있다고 보이는 처치변수(지역화폐)는 직접적으로 관련되나, 오차항(지자체 정책 성향)과는 관련이 없다고 판단된다. 이러한 이유로 본 연구에서 정의한 식 (3-2)의 더미 변수는 도구변수가 충족해야 하는 배제제약(exclusion restriction) 조건을 충족한다고 생각된다(Khandker et al., 2010: 88).

〈표 3-4〉 기간별 지역화폐 발행 여부(15개 광역자치단체, 세종시 및 제주도 제외)

2010~2017년 지역화폐 발행 여부	2018~2019년 지역화폐 발행 여부	지역 수	비중
미발행	발행	5	33.3
미발행	미발행	9	60.0
발행	발행	1	6.7
전 체		15	100.0

자료: 제2장의 <표 2-2>의 자료와 동일함.

$$IV_i \equiv 1(\text{2010~2017년에는 지역화폐를 미발행하고 2018년 또는 2019년에는 지역화폐를 발행한 기초자치단체 또는 광역자치단체의 소속 기초자치단체}) \quad (3-2)$$

식 (3-2)에서 정의한 도구변수를 이용하여 추정하는 회귀모형은 이중 관(2019)의 분석모형을 차용하여 2017~2019년 기간에 대해 차분한 228개 지역의 횡단면 선형모형으로 설정한다. 먼저 국비 지원이 크게 확대된 2019년 기준의 식 (3-3)에서, 국비 지원 확대 이전인 2017년 기준의 식 (3-3)을 빼면, 상수항과 시간불변의 지역 고정효과(μ_i)가 삭제된 차분식을 얻을 수 있다. 그리고 차분식에서 종속변수인 매출액 증가액과 처치변수인 지역화폐 판매액 변화를 2017년 GRDP로 나누어 표준화한다. 그리고 종속변수와 독립변수를 동일 변수로 나누어 발생할 수 있는 허구적 상관관계(spurious correlation)를 고려하여 2017년 GRDP의 로그값을 통제변인으로 포함한다. 또한 분석기간 직전의 지역 상권 매출액 변화 추세를 통제하고자 2015~2017년 기간의 소매업과 음식점 및 주점업 매출액을 모두 합한 총액의 변화를 통제변인으로 포함한다(2015년 GRDP로 표준화). 이상의 방식으로 구성된 추정식은 식 (3-4)와 같으며, 추가로 광역경제권별로 나타날 수 있는 공통된 특성을 15개 광역시도(세종은 충남, 제주는 전남으로 분류)를 나타내는 더미 변인(γ_r)으로 반영한다. 식 (3-4)에서 표준화된 지역화폐 변수를 내생변인으로 간주하고, 식 (3-2)의 도구변수를 이용하여 도구변수법으로 추정한다. 표준오차는 이분산성에 대한 강건 표준오차(robust standard errors)를 사용한다(White, 1980).

$$\text{매출액}_{i,t} = \alpha + \beta \cdot \text{지역 화폐}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3-3)$$

$$\begin{aligned} & \left(\frac{\Delta \text{매출액}_{i,2017-2019}}{GRDP_{i,2017}} \right) = \\ & \beta \cdot \left(\frac{\Delta \text{지역 화폐}_{i,2017-2019}}{GRDP_{i,2017}} \right) + \theta \cdot \log(GRDP_{i,2017}) \\ & + \delta \cdot \left(\frac{\Delta \text{소매업, 음식점 및 주점업 총매출액}_{i,2015-2017}}{GRDP_{i,2015}} \right) + \gamma_r + u \end{aligned} \quad (3-4)$$

4. 지역화폐 발행 유형별 지역화폐 판매액, 매출액, 고용 추세

기초자치단체 및 광역자치단체에 대해 2010~2017년과 2018~2019년 기간의 지역화폐 발행 여부를 교차하여 살펴보면 <표 3-5>와 같다. 총 9개의 조합이 만들어질 수 있는데, 이 중에서 기초 또는 광역 자치단체가 2010~2017년에는 지역화폐를 미발행했고 2018~2019년에 발행한 경우는 5개의 조합으로 나타난다(유형 A). 기초와 광역 자치단체 모두 미발행

<표 3-5> 기간별 지역화폐 발행 여부(기초-광역 조합별 지역 수)

		기간별 지역화폐 발행 여부에 따른 지역 수 (광역시도 기준, 각 광역시도에 소속된 기초자치단체 수)			
		미발행('10~'17년), 발행('18~'19년)	미발행, 미발행	발행, 발행	가로 합계
기초 자치 단체 기준	미발행, 발행	9 (유형 A)	70 (유형 A)	4 (유형 A)	83
	미발행, 미발행	38 (유형 A)	50 (유형 B)	6 (유형 C)	94
	발행, 발행	7 (유형 A)	36 (유형 C)	8 (유형 C)	51
세로 합계		54	156	18	228

주: 세종시와 제주도는 소속 기초자치단체가 없어 광역시도 기준에서 제외함.
자료: 저자 작성.

〈표 3-6〉 기간별 지역화폐 발행 유형별 지역 수

(단위: %)

유형	설 명	지역 수	비중
A	기초 또는 광역자치단체가 미발행(2010~2017년)-발행(2018~2019년)인 경우	128	56
B	기초와 광역 자치단체 모두 미발행-미발행인 경우	50	22
C	기타 경우 (기초-광역 조합이 발행-발행, 미발행-발행, 발행-미발행인 경우)	50	22
	전 체	228	100

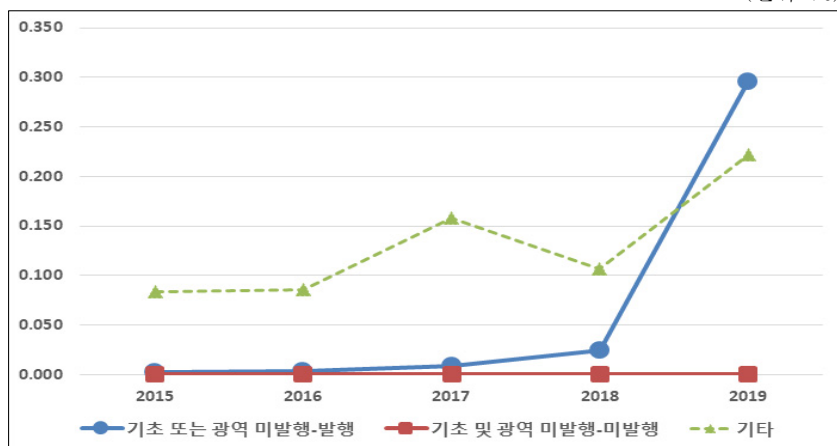
자료: 저자 작성.

(2010~2017년)-미발행(2018~2019년)인 경우는 1가지 조합, 나머지 기타 유형은 3개 조합으로 분류된다. 이렇게 3가지 유형별 지역 수를 정리하면 <표 3-6>과 같으며, 미발행-발행인 경우는 총 128개 지역으로 나타났다. 미발행-미발행 유형과 기타 유형의 총지역 수는 각각 50개였다.

[그림 3-1]~[그림 3-7]은 <표 3-6>에서 구분한 유형별 지역화폐 판매액, 업종별 총매출액, 취업자 수의 평균값 추세를 나타낸다.

[그림 3-1] 지역화폐 발행 유형별 평균 지역화폐 판매액 추세

(단위: %)



주: '기초 또는 광역 미발행-발행', '기초 및 광역 미발행-미발행'과 '기타'는 각각 <표 3-6>의 유형 A, B, C를 나타냄. 지역화폐 판매액은 2015년 GRDP로 표준화하여 백분율로 나타냄.

자료: 저자 작성.

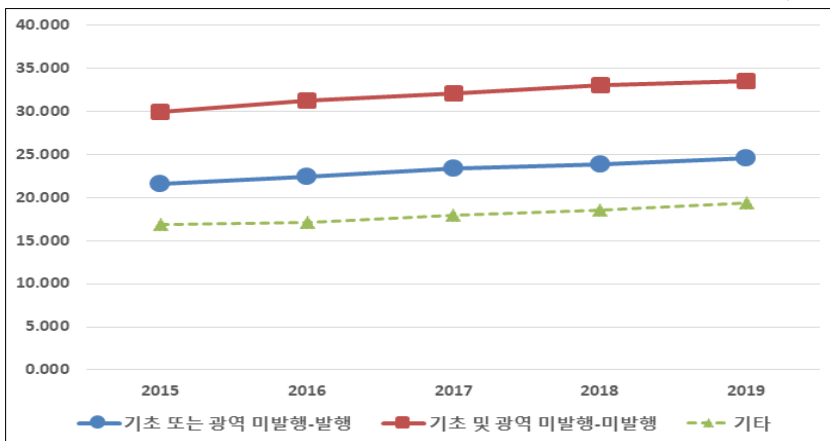
[그림 3-1]은 지역화폐 판매액(2015년 GRDP로 표준화, 백분율로 표시)의 유형별 평균값 추세를 나타내는데, 식 (3-2)의 도구변수에서 1의 값을 가지는 ‘기초 또는 광역 미발행-발행’ 유형의 평균값이 2015년 이후 미약한 증가 추세를 보이다 2019년에 급증한 것을 확인할 수 있다. 기타 유형 역시 2019년에 증가를 보였지만, ‘기초 또는 광역 미발행-발행’ 유형은 이보다 더 큰 증가를 보였다.

지역화폐 판매액 추세에서 다른 유형에 비해 ‘기초 또는 광역 미발행-발행’ 유형의 확인한 2019년 급증을 확인할 수 있지만, 매출액에서는 이러한 이질적 추세가 발견되지 되지 않는다. [그림 3-2]는 소매업 총매출액(2015년 GRDP로 표준화, 백분율로 표시)의 유형별 평균값 추세를 나타내는데, 전반적으로 유사한 추세를 확인할 수 있다. [그림 3-3]의 음식점 및 주점업의 경우에도 대체로 유사한 추세를 보인다.

고용의 경우에도 지역화폐 판매 유형별로 큰 차이가 발견되지 않는다. [그림 3-4]와 [그림 3-5]에서 각각 소매업 비임금근로자(자영업자 및 무급가족종사자)와 임금근로자(상용근로자, 임시 및 일용 근로자, 기타 종사자)의 로그값 평균 추세를 살펴보면 지역화폐 발행 유형 간 이질성이 뚜렷하

(그림 3-2) 지역화폐 발행 유형별 평균 총매출액 추세(소매업)

(단위: %)

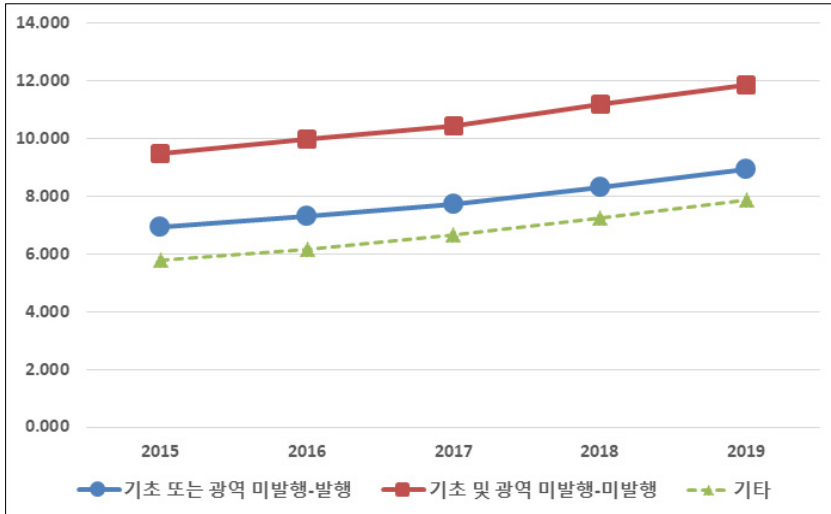


주: 지역화폐 발행 유형은 [그림 3-1]의 주 참조. 매출액은 2015년 GRDP로 표준화하여 백분율로 나타냄.

자료: 저자 작성.

(그림 3-3) 지역화폐 발행 유형별 평균 총매출액 추세(음식점 및 주점업)

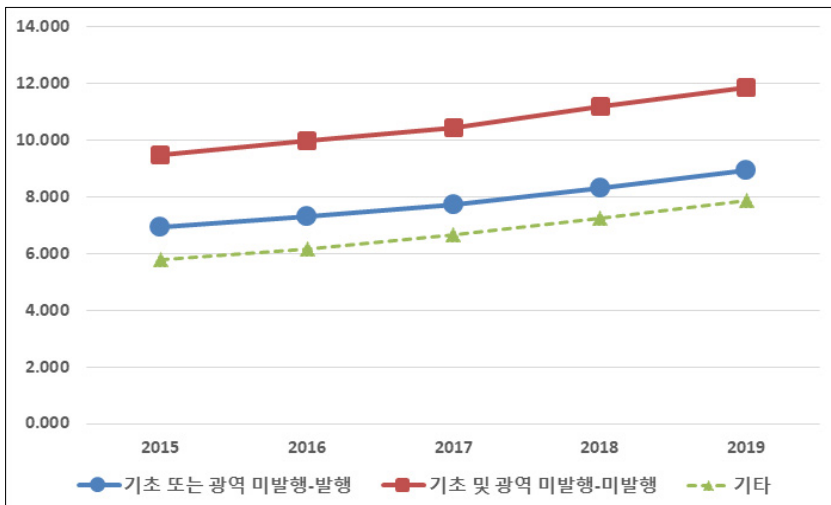
(단위: %)



주: 지역화폐 발행 유형은 [그림 3-1]의 주 참조. 매출액은 2015년 GRDP로 표준화하여 백분율로 나타냄.

자료: 저자 작성.

(그림 3-4) 지역화폐 발행 유형별 평균 log(비임금근로자) 추세(소매업)

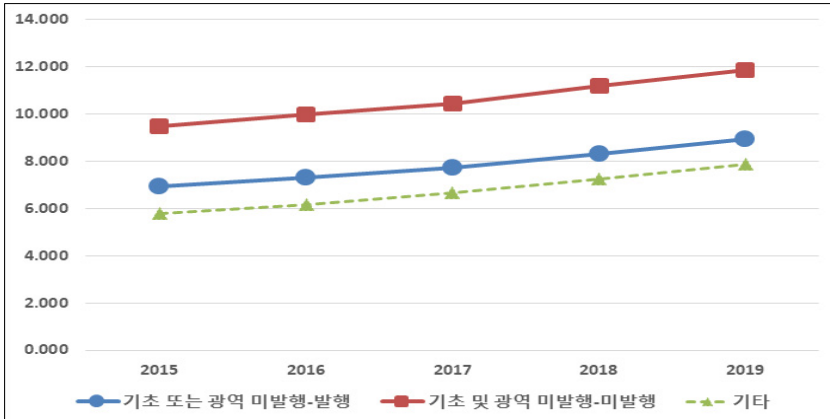


주: 지역화폐 발행 유형은 [그림 3-1]의 주 참조. 비임금근로자에는 '자영업자'와 '무급가족종사자'를 포함.

자료: 저자 작성.

지 않다. [그림 3-6]과 [그림 3-7]에서 음식점 및 주점업의 비임금근로자와 임금근로자 경우를 살펴보면 유형 간 차이가 크지 않고 대체로 공통 추세를 확인할 수 있다.

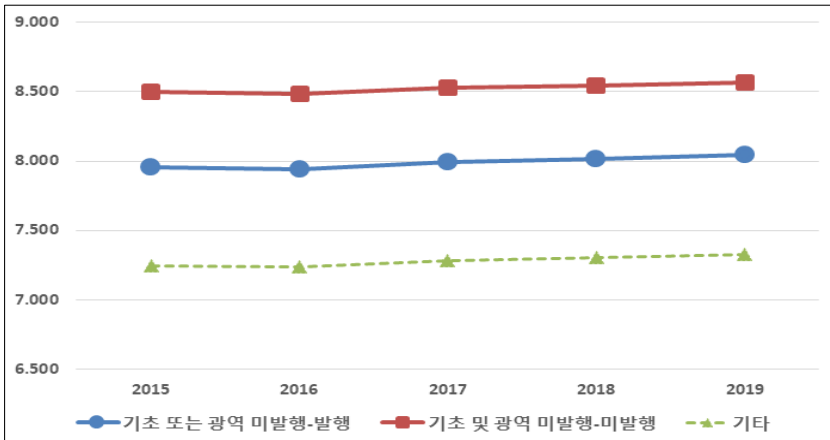
[그림 3-5] 지역화폐 발행 유형별 평균 log(임금근로자) 추세(소매업)



주: 지역화폐 발행 유형은 [그림 3-1]의 주 참조. 임금근로자에는 '상용근로자', '임시 및 일용 근로자', '기타 종사자'를 포함.

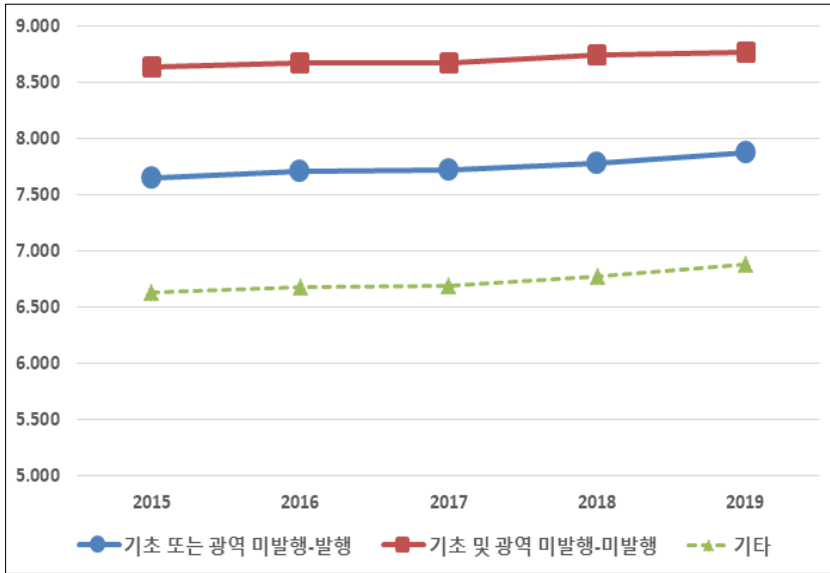
자료: 저자 작성.

[그림 3-6] 지역화폐 발행 유형별 평균 log(비임금근로자) 추세(음식점 및 주점업)



주: 지역화폐 발행 유형은 [그림 3-1]의 주 참조. 비임금근로자에는 '자영업자'와 '무급가족종사자'를 포함.

자료: 저자 작성.

[그림 3-7] 지역화폐 발행 유형별 평균 $\log(\text{임금근로자})$ 추세(음식점 및 주점업)

주: 지역화폐 발행 유형은 [그림 3-1]의 주 참조. 임금근로자에는 '상용근로자', '임시 및 일용근로자', '기타 종사자'를 포함.

자료: 저자 작성.

5. 두 분석모형의 장단점 비교

앞서 살펴본 패널 고정효과 모형과 도구변수법의 모형은 각각 장단점이 있다. 패널 고정효과 모형은 지역별 이질적 추세를 통제하는 장점이 있다. 그러나 지역화폐 변수와 관련이 있고 시간에 따라 변화하는 미관측 특성(지자체 정책 성향)으로 인한 내생성 문제를 내포할 가능성이 있다. 반면 도구변수법으로 추정하는 모형은 누락변수로 인한 내생성 문제를 우회하는 장점이 있다. 그러나 본 연구에서는 국비 지원 확대 시기 전·후인 2017년과 2019년 두 시점만을 비교하여, 비교 시점 사이에 발생할 수 있는 동학은 고려하지 않는 단점이 있다. 따라서 두 모형의 장단점을 고려하여 공통적으로 발견되는 분석결과를 바탕으로 지역화폐의 영향을 유추하고자 한다.

제3절 패널 고정효과 모형 분석결과

1. 소매업

먼저 지역별 이질적 추세를 고려한 패널 고정효과 모형의 분석결과를 살펴본다. 식 (3-1)의 업종별 매출액과 지역화폐 변수의 기술통계는 <표 3-7>에 제시된다. 228개 지역의 2015~2019년 전체에 대한 변인별 기술통계를 제시하고 있으며, 표의 가장 위쪽 칸은 소매업(또는 음식점 및 주점업)에 포함되는 모든 업종의 매출액 합계를 계산한 것이고, 중간 칸은 <표 3-1> (또는 표 3-2)에서 설명한 지역화폐 사용이 가능한 일부 업종에 대해서 매출액 합계를 계산한 결과이다. 일부 업종에 대한 기술통계 값이 전체 업종에 비해 작은 것을 확인할 수 있다. 가장 아래 칸은 표준화된 지역화폐 판매액의 기술통계를 나타낸다.

<표 3-8>은 소매업의 모든 업종을 포함하여 계산한 매출액을 종속변인으로 설정한 패널 고정효과 모형의 추정결과를 나타낸다. 모형 1은 지역별 이질적 추세를 통제하지 않았을 때의 결과인데, GRDP 대비 지역화폐 판매가 0.1%p 증가할 때 소매업 매출액은 0.0066%p 증가한 것으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다.¹²⁾ 모형 2는 지역별 이질적 추세를 통제한 결과로 지역화폐 판매가 0.1%p 증가할 때 처치효과는 -0.0305%p로 모형 1보다 작으며 통계적으로 유의하지 않았다. 분석대상 사업체를 소상공인으로 한정하였을 때(모형 4)도 지역화폐의 평균처치효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

12) 표준화하기 전 지역화폐 판매액과 매출액의 단위는 100만 원(2019년 실질)으로 통일하였다. 따라서 추정결과를 평균적으로 지역화폐 판매액이 100만 원 증가할 때 소매업 매출액이 6만 6천 원 증가한다고 해석할 수 있다. 지역화폐 판매액 중에 지자체 및 중앙정부의 지원이 평균적으로 판매액의 10%라고 한다면, 10만 원의 지역화폐 지원금 투입을 통해서 매출액이 6만 6천 원 증가한 셈이다. 그러나 제3장의 모든 추정결과가 통계적으로 유의하지 않아 금액으로 환산한 해석은 생략한다.

<표 3-9>는 지역화폐 사용이 가능한 일부 업종에 대한 분석결과를 나타낸다. 지역별 실질적 추세를 통제하는 것에 상관없이 지역화폐의 효과는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다(모형 5 및 6). 분석대상으로 소상공인으로 제한하더라도, 통계적으로 유의하지 않은 부(-)의 효과는 유사하게 발견되었다(모형 7 및 8).

<표 3-7> 변인별 기술통계(패널 고정효과 모형)

(단위: %)

변수명	평균	표준편차	최소값	최대값
소매업 전체 매출액 (2015년 GRDP로 표준화)	23.957	11.764	5.668	63.376
소매업 전체 매출액 (소상공인, 2015년 GRDP로 표준화)	15.896	7.027	3.884	44.688
음식점 및 주점업 전체 매출액 (2015년 GRDP로 표준화)	8.204	4.085	1.962	32.952
음식점 및 주점업 전체 매출액 (소상공인, 2015년 GRDP로 표준화)	6.857	3.414	1.711	27.709
소매업 일부 업종 매출액 (2015년 GRDP로 표준화)	19.678	8.391	4.589	54.368
소매업 일부 업종 매출액 (소상공인, 2015년 GRDP로 표준화)	14.497	6.097	3.436	43.079
음식점 및 주점업 일부 업종 매출액 (2015년 GRDP로 표준화)	6.952	3.567	1.422	29.734
음식점 및 주점업 일부 업종 매출액 (소상공인, 2015년 GRDP로 표준화)	5.878	2.947	1.245	26.016
지역화폐 판매액 (2015년 GRDP로 표준화)	0.066	0.234	0.000	3.862

주: 매출액, 지역화폐 판매액, GRDP는 '소비자물가지수' 및 '전산업생산지수'를 이용하여 2019년 실질가격으로 환산한 후 사용함. 분석에서 매출액 및 지역화폐 판매액은 2015년 GRDP로 나눈 후 100을 곱하여 백분율(%)로 표준화하여 사용함. 소상공인의 경우, 상용직 5인 미만 사업체만을 선별하여 계산함.

자료: 업종별 매출액은 통계청 통계데이터센터의 '기업통계등록부 DB(사업자등록번호기준)'를 가공·반출하여 사용함. 지역화폐 판매액은 2015~2018년은 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적을 사용하고, 2019년은 행정안전부의 '지역사랑상품권 판매 현황' 내부자료를 사용함. GRDP는 통계청 KOSIS에서 내려받음.

〈표 3-8〉패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 전체 업종)

종속변인	모형 1 (소매업 전체 업종)		모형 2 (소매업 전체 업종)		모형 3 (소매업 전체 업종, 소상공인)		모형 4 (소매업 전체 업종, 소상공인)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
지역화폐 판매액	0.066	(0.410)	-0.305	(0.416)	0.101	(0.166)	-0.262	(0.275)
지역 고정효과	통제		통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제				통제	
상수항	22.385***	(0.163)	1,723.790***	(34.042)	15.467***	(0.079)	-508.064***	(22.431)
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.220		0.643		0.118		0.390	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 시군구 지역, 분석기간은 5년(2015~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-9〉패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 일부 업종)

	모형 5 (소매업 일부 업종)		모형 6 (소매업 일부 업종)		모형 7 (소매업 일부 업종, 소상공인)		모형 8 (소매업 일부 업종, 소상공인)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
지역화폐 판매액	-0.112	(0.212)	-0.236	(0.358)	-0.081	(0.122)	-0.307	(0.279)
지역 고정효과	통제		통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제				통제	
상수항	18.219***	(0.118)	1,836.564***	(29.268)	13.936***	(0.069)	-411.113***	(22.783)
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.300		0.570		0.127		0.355	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 시군구 지역, 분석기간은 5년(2015~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

2. 음식점 및 주점업

음식점 및 주점업 매출액에 대한 분석결과는 <표 3-10>과 <표 3-11>에 제시된다. 음식점 및 주점업에 포함되는 모든 업종의 매출액 합계를 종속변인으로 설정한 <표 3-10>을 살펴보면, 지역별 이질적 추세를 통제하지 않았을 때(모형 9) GRDP 대비 지역화폐 판매액이 0.1%p 증가할 때 평균처치효과는 -0.0037%p로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 10에서 이질적 추세를 통제하였을 때는 지역화폐 판매액 0.1%p 증가의 평균처치효과가 0.0017%p로 정(+)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 분석대상을 소상공인으로 한정하였을 때, 지역별 이질적 추세에 상관없이 지역화폐는 정(+)의 효과를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다(모형 11 및 12).

<표 3-10> 패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 전체 업종)

	모형 9 (음식점 및 주점업 전체 업종)		모형 10 (음식점 및 주점업 전체 업종)		모형 11 (음식점 및 주점업 전체 업종, 소상공인)		모형 12 (음식점 및 주점업 전체 업종, 소상공인)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
지역화폐 판매액	-0.037	(0.123)	0.017	(0.079)	0.086	(0.097)	0.040	(0.058)
지역 고정효과	통제		통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 터미)			통제				통제	
상수항	7.227***	(0.055)	1,290.229***	(6.409)	6.207***	(0.041)	717.236***	(4.767)
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.389		0.586		0.309		0.443	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 시군구 지역, 분석기간은 5년(2015~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-11〉 패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 일부 업종)

	모형 13 (음식점 및 주점업 일부 업종)		모형 14 (음식점 및 주점업 일부 업종)		모형 15 (음식점 및 주점업 일부 업종, 소상공인)		모형 16 (음식점 및 주점업 일부 업종, 소상공인)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
지역화폐 판매액	-0.041	(0.112)	-0.013	(0.068)	0.068	(0.090)	0.003	(0.056)
지역 고정효과	통제		통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제				통제	
상수항	5.986***	(0.051)	1,184.409***	(5.529)	5.202***	(0.039)	619.777***	(4.567)
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.395		0.576		0.332		0.446	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 시군구 지역, 분석기간은 5년(2015~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

지역화폐 사용이 가능한 일부 업종으로 한정하여 분석한 결과는 <표 3-11>에 제시된다. 지역별 이질적 추세를 통제하지 않을 경우 지역화폐 판매액 0.1%p 증가의 영향은 -0.0041%p(모형 13), 통제한 경우는 -0.0013%p(모형 14)로 부(-)의 영향이 공통적으로 발견되나 통계적으로 유의하지 않았다. 분석대상을 소상공인으로 한정한 경우, 지역별 이질적 추세의 통제 여부에 상관없이 정(+)의 효과가 발견되었으나(모형 15 및 16), 통계적 유의성은 발견되지 않았다.

제4절 도구변수법 분석결과

제4절에서는 도구변수법 추정결과를 살펴본다. <표 3-12>는 식 (3-4)

〈표 3-12〉 기술통계(도구변수법)

	변수명	설 명	평균	표준 편차	최소 값	최대 값
전체 사업 체	△소매업	2017~2019년 소매업 전체 매출액 증가액 (2017년 GRDP로 표준화)	0.013	0.029	-0.151	0.137
	△음식업	2017~2019년 음식점 및 주점업 전체 매출액 증가액(2017년 GRDP로 표준화)	0.013	0.014	-0.014	0.162
	△매출추세	2015~2017년 소매업과 음식점 및 주점업 매 출액 총합의 증가액(2015년 GRDP로 표준화)	0.026	0.034	-0.056	0.232
	△소매업 (일부 업종)	2017~2019년 소매업 일부 업종 매출액 증가 액(2017년 GRDP로 표준화)	0.010	0.023	-0.165	0.100
	△음식업 (일부 업종)	2017~2019년 음식점 및 주점업 일부 업종 매 출액 증가액(2017년 GRDP로 표준화)	0.012	0.013	-0.018	0.163
	△매출추세 (일부 업종)	2015~2017년 소매업과 음식점 및 주점업 일 부 업종 매출액 총합의 증가액(2015년 GRDP 로 표준화)	0.026	0.029	-0.040	0.229
소상 공인 사업 체	△소매업 (소상공인)	2017~2019년 소매업 전체 매출액 증가액 (2017년 GRDP로 표준화)	0.004	0.015	-0.051	0.064
	△음식업 (소상공인)	2017~2019년 음식점 및 주점업 전체 매출액 증가액(2017년 GRDP로 표준화)	0.008	0.007	-0.021	0.044
	△매출추세 (소상공인)	2015~2017년 소매업과 음식점 및 주점업 매 출액 총합의 증가액(2015년 GRDP로 표준화)	0.010	0.017	-0.039	0.093
	△소매업 (소상공인, 일부 업종)	2017~2019년 소매업 일부 업종 매출액 증가 액(2017년 GRDP로 표준화)	0.002	0.014	-0.049	0.059
	△음식업 (소상공인, 일부 업종)	2017~2019년 음식점 및 주점업 일부 업종 매 출액 증가액(2017년 GRDP로 표준화)	0.008	0.006	-0.020	0.037
	△매출추세 (소상공인, 일부 업종)	2015~2017년 소매업과 음식점 및 주점업 일 부 업종 매출액 총합의 증가액(2015년 GRDP 로 표준화)	0.013	0.016	-0.022	0.088
공통	△지역화폐	2017~2019년 지역화폐 판매액 증가액(2017년 GRDP로 표준화)	0.002	0.005	-0.005	0.044
	log(GRDP 17)	2017년 GRDP의 로그값	15.264	1.133	12.552	17.983
	도구변수	지역화폐 판매액 도구변수(더미 변수)	0.561	0.497	0	1

주: 매출액, 지역화폐 판매액, GRDP는 '소비자물가지수' 및 '전산업생산지수'를 이용해 2019년 실질가격으로 환산한 후 사용함. 분석에서 매출액 및 지역화폐 판매액 증가액은 2017년 GRDP로 나누어 표준화(소매업과 음식점 및 주점업 매출액 총합의 경우, 2015년 GRDP로 표준화)한 후 사용함. 소상공인 사업체는 상용직 5인 미만 사업체를 의미함.

자료: 업종별 매출액은 통계청 통계데이터센터의 '기업통계등록부 DB(사업자등록번호기준)'를 가공·반출하여 사용함. 지역화폐 판매액은 2015~2018년은 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적을 사용하고, 2019년은 행정안전부의 '지역사랑상품권 판매 현황' 내부자료를 사용함. GRDP는 통계청 KOSIS에서 내려받음.

에 포함되는 종속변인(업종별 매출액 변화) 및 통제변인(매출추세 변화)의 기술통계를 전체 사업체와 소상공인 사업체로 구분하여 보여준다. 또한 처치변수인 지역화폐 판매액 변화와 도구변수의 기술통계를 확인할 수 있다. 기술통계에서 확인되는 특징으로, 분석기간인 2017~2019년의 매출액 변화와 2015~2017년 매출추세 변화가 모두 평균적으로 증가했으나, 최소값은 감소하여 지역에 따라서는 매출 감소가 있었음을 확인할 수 있다.

먼저 연구에서 설정한 도구변수가 지역화폐 판매액 변화 변수와 높은 상관관계를 보이는지를 확인한다. <표 3-13>과 <표 3-14>는 1단계 회귀분석 결과로, 내생변인인 지역화폐 변수를 도구변수와 통제변수에 회귀한 추정결과를 나타낸다. 경험법칙으로 1단계 회귀식의 F-통계량이 10 미만일 때 약한 도구변수(weak instrument)를 의심한다(Cameron and Trivedi, 2010: 196). 전체 사업체를 대상으로 통제변수(매출액 추세 변화)를 구축한 <표 3-13>을 살펴보면, 광역 시도 더미를 통제하지 않았을 때 (모형 17) 도구변수는 지역화폐 변수와 1% 유의수준에서 정(+)의 관계를

<표 3-13> 1단계 회귀분석 결과(전체 사업체)

종속변인	전체 업종				종속변인	일부 업종			
	모형 17 (1단계 OLS)		모형 18 (1단계 OLS)			모형 19 (1단계 OLS)		모형 20 (1단계 OLS)	
	△지역화폐		△지역화폐			△지역화폐		△지역화폐	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)		추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
도구변수	0.003***	(0.001)	0.001*	(0.001)	도구변수	0.003***	(0.001)	0.001*	(0.001)
log(2017년 GRDP)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	log(2017년 GRDP)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
△매출추세	0.005	(0.007)	-0.001	(0.005)	△매출추세 (일부 업종)	-0.002	(0.009)	-0.003	(0.008)
광역시도 더미			통제함		광역시도 더미			통제함	
관측치	228		228		관측치	228		228	
Adjusted R ²	0.181		0.608		Adjusted R ²	0.179		0.608	
도구변수 F값	23.943		3.487		도구변수 F값	22.612		3.479	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함. 광역 시도 더미의 경우, 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.
자료: 저자 작성.

〈표 3-14〉 1단계 회귀분석 결과(소상공인 사업체)

종속변인	소상공 전체 업종				종속변인	소상공 일부 업종			
	모형 21 (1단계 OLS)		모형 22 (1단계 OLS)			모형 23 (1단계 OLS)		모형 24 (1단계 OLS)	
	△지역화폐		△지역화폐			△지역화폐		△지역화폐	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)		추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
도구변수 log(2017년 GRDP)	0.003*** 0.000	(0.001) (0.000)	0.001* 0.000	(0.001) (0.000)	도구변수 log(2017년 GRDP)	0.003*** 0.000	(0.001) (0.000)	0.001* 0.000	(0.001) (0.000)
△매출추세 (소상공)	0.029* 0.000	(0.017) (0.000)	-0.003 통제함	(0.012) (0.000)	△매출추세 (소상공, 일부 업종)	0.017 0.000	(0.019) (0.000)	-0.006 통제함	(0.015) (0.000)
광역시도 더미 관측치	228		228		광역시도 더미 관측치	228		228	
Adjusted R ²	0.190		0.608		Adjusted R ²	0.183		0.608	
도구변수 F값	22.883		3.393		도구변수 F값	22.886		3.362	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함. 광역시도 더미의 경우, 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.
자료: 저자 작성.

보이며, F-통계량은 10을 초과하는 것으로 나타났다. 광역시도 더미를 포함할 경우(모형 18), 도구변수의 통계적 유의성은 10% 수준으로 낮아졌지만 정(+)의 관계를 보였고, F-통계량은 10보다 작았다. 통제변수를 지역화폐 사용이 가능한 업종에 한정하여 구축한 모형 19 및 20에서도 유사한 결과가 발견된다. 분석대상을 소상공인에 한정한 <표 3-14>에서도 유사한 결과를 확인할 수 있다. 이상의 1단계 회귀분석 결과를 종합할 때, 광역시도 더미를 제외할 때 약한 도구변수 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다. 그러나 분석결과 비교를 위해서 광역시도 더미를 포함한 도구변수 추정결과도 함께 살펴본다.

1. 소매업

지역화폐 판매 확대가 소매업 매출액에 끼친 영향에 대한 도구변수법 분석결과는 <표 3-15>~<표 3-18>에 제시된다. 먼저 <표 3-15>에서

업종 구분없이 소매업 전체 사업체의 매출액 변화를 종속변인으로 설정한 경우를 살펴본다. 모형 25 및 26의 최소자승법(Ordinary Least Squares, 이하, OLS) 추정결과는 광역시도 더미의 포함 여부에 관계없이 지역화폐와 부(-)의 효과를 보인다. 그러나 통계적 유의하지 않다. 모형 27 및 28에 제시된 도구변수 추정결과를 살펴보면, 지역화폐는 부(-)의 영향을 보이며, OLS의 경우에 비해 추정치의 절대값이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 그러나 통계적 유의성은 발견되지 않는다. 지역화폐 사용이 가능한 일부 업종으로 한정하여 분석한 <표 3-16>의 결과에서도 지역화폐의 도구변수법 추정치는 OLS 경우에 비해 절대값이 더 큰 부(-)의 효과를 보이나 통계적으로 유의하지 않다(모형 31 및 32).

사업체를 소상공인에 한정하더라도 통계적으로 유의한 지역화폐의 영향은 발견되지 않는다. 업종을 구분하지 않고 소매업 소상공인 매출액을 종속변인으로 설정하였을 때(표 3-17), 지역화폐 변수의 OLS 및 도구변수법 추정치는 부(-)의 방향을 보이나 통계적으로 유의하지 않다. 이러한 결과는 광역시도 더미 포함 여부와 상관없이 발견된다(모형 35 및 36). 지역화폐 사용이 가능한 업종으로 한정된 경우에도(표 3-18) 지역화폐 변수의 OLS 및 도구변수법 추정치는 부(-)의 방향을 보이나 통계적으로 유의하지 않다.

<표 3-15> 도구변수 분석결과(소매업 전체 사업체, 전체 업종)

종속변인	모형 25(OLS)		모형 26(OLS)		모형 27(IV)		모형 28(IV)	
	△소매업		△소매업		△소매업		△소매업	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.111	(0.350)	-0.372	(0.488)	-1.304	(1.490)	-4.683	(3.507)
log(2017년 GRDP)	0.001**	(0.000)	0.000	(0.001)	0.001**	(0.000)	0.000	(0.001)
△매출추세	0.119	(0.172)	0.097	(0.184)	0.125	(0.167)	0.094	(0.168)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.166		0.145					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함. 광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

이상의 분석결과를 종합하면, 사업체 규모(소상공인 여부)와 업종 종류(지역화폐 사용 가능 여부)를 다르게 설정하더라도, 소매업 매출액에 대한 지역화폐의 유의한 영향은 통계적으로 발견되지 않는다.

〈표 3-16〉 도구변수 분석결과(소매업 전체 사업체, 일부 업종)

종속변인	모형 29(OLS)		모형 30(OLS)		모형 31(IV)		모형 32(IV)	
	△소매업 (제한업종)		△소매업 (제한업종)		△소매업 (제한업종)		△소매업 (제한업종)	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐 log(2017년 GRDP)	-0.176 0.001***	(0.230) (0.000)	-0.385 0.000	(0.462) (0.000)	-1.168 0.001***	(1.137) (0.000)	-5.162 0.000	(3.582) (0.000)
△매출추세 (일부 업종)	-0.097	(0.183)	-0.137	(0.198)	-0.095	(0.179)	-0.151	(0.171)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.149		0.158					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.
광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-17〉 도구변수 분석결과(소매업 소상공인 사업체, 전체 업종)

종속변인	모형 33(OLS)		모형 34(OLS)		모형 35(IV)		모형 36(IV)	
	△소매업(소상공)		△소매업(소상공)		△소매업(소상공)		△소매업(소상공)	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐 log(2017년 GRDP)	-0.100 0.000***	(0.167) (0.000)	-0.094 -0.000	(0.158) (0.000)	-0.023 0.000***	(0.765) (0.000)	-1.408 0.000	(1.701) (0.000)
△매출추세 (소상공)	0.016	(0.100)	-0.018	(0.105)	0.014	(0.102)	-0.022	(0.102)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.062		0.074					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.
광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-18〉 도구변수 분석결과(소매업 소상공인 사업체, 일부 업종)

종속변인	모형 37(OLS)		모형 38(OLS)		모형 39(IV)		모형 40(IV)	
	△소매업(소상공, 제한업종)		△소매업(소상공, 제한업종)		△소매업(소상공, 제한업종)		△소매업(소상공, 제한업종)	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.174	(0.138)	-0.118	(0.155)	-0.340	(0.706)	-1.847	(1.729)
log(2017년 GRDP)	0.000**	(0.000)	-0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)	-0.000	(0.000)
△매출추세 (소상공, 일부 업종)	-0.035	(0.088)	-0.053	(0.091)	-0.032	(0.089)	-0.061	(0.091)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.014		0.065					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.

광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

2. 음식점 및 주점업

음식점 및 주점업 매출액에 대한 지역화폐 판매 확대 영향의 추정결과는 <표 3-19>~<표 3-22>에 제시된다. 먼저 업종에 관계없이 음식점 및 주점업 전체 사업체의 매출액으로 종속변인을 설정한 <표 3-19>의 분석 결과를 살펴보면, 지역화폐 변수의 OLS 추정치(모형 41 및 42)는 광역시도 더미 포함 여부에 상관없이 부(-)의 효과를 보이나 통계적으로 유의하지 않다. 광역시도 더미를 포함하지 않은 도구변수 추정치의 경우(모형 43), 지역화폐의 추정치가 부(-)의 방향을 보이며 OLS 경우보다 계수의 크기가 더 크나 통계적으로 유의하지 않다. 반면 광역시도 더미를 통제하였을 때(모형 44), 지역화폐 판매가 0.1%p 증가할 때 매출액이 0.1415%p 증가하는 정(+)의 효과가 추정되었다. 그러나 약한 도구변수 문제의 가능성이 있고, 통계적 유의성은 발견되지 않는다.

음식점 및 주점업의 매출액을 지역화폐 사용이 가능한 일부 업종에 한

정하여 설정했을 때의 분석결과는 <표 3-20>에 제시된다. 업종을 구분하지 않은 경우와 유사하게, 지역화폐의 OLS 추정치는 광역시도 더미 포함 여부에 상관없이 부(-)의 효과를 보이나 통계적으로 유의하지 않다(모형 45 및 46). 광역시도 더미를 포함하지 않고 도구변수법으로 지역화폐를 추정한 경우에도(모형 47), 지역화폐의 효과는 부(-)의 방향을 보이나 유의하지 않았다. 광역시도 더미를 포함할 경우, 지역화폐 판매가 0.1%p 증가할 때 도구변수법 추정치는 0.136%p로 정(+)의 효과를 보였다. 그러나 약한 도구변수 문제가 존재할 수 있고, 통계적 유의성도 발견되지 않는다.

분석대상 사업체를 소상공인으로 한정한 경우에도 도구변수 추정치는 통계적으로 유의하지 않았다. 업종 구분 없이 분석한 <표 3-21>과 지역화폐 사용이 가능한 일부 업종에 한정된 <표 3-22>에서 모두 지역화폐의 도구변수 추정치는 광역시도 더미 포함여부에 상관없이 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

이상의 분석결과를 종합하면, 지역화폐 판매 확대가 음식점 및 주점업 매출액에 끼친 영향은 사업체의 규모와 업종 종류에 관계없이 통계적으로 발견되지 않는다.

<표 3-19> 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 전체 사업체, 전체 업종)

종속변인	모형 41(OLS)		모형 42(OLS)		모형 43(IV)		모형 44(IV)	
	△음식업		△음식업		△음식업		△음식업	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.136	(0.100)	-0.112	(0.136)	-0.259	(0.649)	1.415	(2.722)
log(2017년 GRDP)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)
△매출추세	0.121***	(0.037)	0.114***	(0.034)	0.122***	(0.035)	0.115***	(0.034)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.492		0.480					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.

광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-20〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 전체 사업체, 일부 업종)

종속변인	모형 45(OLS)		모형 46(OLS)		모형 47(IV)		모형 48(IV)	
	△음식업 (제한업종)		△음식업 (제한업종)		△음식업 (제한업종)		△음식업 (제한업종)	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.089	(0.092)	-0.056	(0.144)	-0.471	(0.557)	1.356	(2.570)
log(2017년 GRDP)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)
△매출추세 (일부 업종)	0.154***	(0.045)	0.150***	(0.043)	0.155***	(0.044)	0.155***	(0.048)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.504		0.488					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.

광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-21〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 소상공인 사업체, 전체 업종)

종속변인	모형 49(OLS)		모형 50(OLS)		모형 51(IV)		모형 52(IV)	
	△음식업(소상공)		△음식업(소상공)		△음식업(소상공)		△음식업(소상공)	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.035	(0.071)	0.042	(0.086)	-0.348	(0.358)	-0.240	(0.915)
log(2017년 GRDP)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)
△매출추세 (소상공)	0.120***	(0.043)	0.107**	(0.042)	0.131***	(0.046)	0.106***	(0.041)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.594		0.611					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.

광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

〈표 3-22〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업 소상공인 사업체, 일부 업종)

종속변인	모형 53(OLS)		모형 54(OLS)		모형 55(IV)		모형 56(IV)	
	△음식업(소상공, 제한업종)		△음식업(소상공, 제한업종)		△음식업(소상공, 제한업종)		△음식업(소상공, 제한업종)	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.008	(0.069)	0.086	(0.084)	-0.478	(0.326)	-0.489	(0.859)
log(2017년 GRDP)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)
△매출추세(소상공, 일부 업종)	0.136***	(0.039)	0.124***	(0.038)	0.146***	(0.041)	0.122***	(0.037)
광역시도 더미			통제함				통제함	
관측치	228		228		228		228	
Adjusted R ²	0.659		0.674					

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 표준오차는 이분산성 강건 표준오차로 계산함.

광역시도 더미의 경우 세종시는 충남에 포함하고, 제주도는 전남에 포함하여 15개 지역으로 구분함.

자료: 저자 작성.

제5절 소 결

1. 분석결과 요약

제3장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역 매출액에 끼친 영향을 소매업과 음식점 및 주점업을 대상으로 분석하였다. 실증분석을 위한 매출액 자료로 통계청 통계데이터센터의 기업통계등록부 DB를 이용하였다. 지역화폐 변수의 특성을 고려하여 두 가지 분석모형을 병행하여 추정하였다. 먼저 지역별 매출액의 경우 공통 추세 가정이 성립하지 않을 수 있음을 고려하여, 지역별 이질적 추세를 통제한 패널 고정효과 모형을 추정하였다. 분석지역은 228개 지역, 분석기간은 온라인 쇼핑이 확대된 2015년부터 매출액 자료가 가용한 2019년까지로 설정하였다.

다음으로 지역 매출액에 영향을 끼칠 수 있는 미관측 특성(지자체 정책 성향)이 지역화폐 변수와 높은 상관관계가 있음을 고려하여, 2018년 이후 국비 지원 확대를 외생적 변이로 간주한 도구변수 추정을 시행하였다. 국비 지원 시작 전인 2017년과 국비 지원이 크게 확대된 2019년 두 기간에 대한 매출액 차분식을 설정하여 228개 지역의 횡단면 추정식을 구성하였다. 도구변수는 2010~2017년까지 지역화폐 발행이 없었으며, 2018년 또는 2019년에 지역화폐를 발행한 기초자치단체 또는 광역자치단체에 소속된 기초자치단체가 1의 값을 갖는 더미 변수로 정의하였다.

패널 고정효과 모형 분석결과에서 소매업과 음식점 및 주점업의 경우 모두 소상공인 여부와 지역화폐 사용 가능업종 여부에 상관없이 지역화폐가 매출액에 끼친 유의한 영향이 발견되지 않았다. 도구변수법을 이용한 분석에서도 지역화폐의 유의한 영향은 발견되지 않았다.

2. 시사점

사회과학 분야에서 회귀분석을 통한 실증분석을 시도할 때 연구자는 관심 변수들의 정확한 특성(data generating process)을 사전에 파악할 수 없는 경우가 대부분이다. 따라서 관심 변수의 특성과 관련된 다양한 이론과 맥락에서 변수들의 특성을 유추하고 이를 분석모형에 반영한다. 따라서 명시적이든 또는 암묵적이든, 일정 정도 현실에 대한 가정과 단순화를 통해 분석모형을 설정한다.

본 연구에서 설정한 두 가지 분석모형 역시 현실에 대한 가정과 단순화를 바탕으로 하며, 이로 인해 각각 장단점을 가지게 된다. 본 연구에 사용된 패널 고정효과 모형의 경우, 매출액의 지역별 이질적 추세를 통제하는 장점이 있지만, 오차항에 포함되는 누락변수는 시간 불변의 특성을 가지거나 지역화폐와 관련이 없다고 가정한다. 반면 도구변수 추정법은 오차항에 포함되는 누락변수가 지역화폐와 관련이 있고, 이로 인한 내생성 문제를 도구변수로 우회하는 장점을 가진다. 그러나 국비 지원 확대 시기 전·후인 2017년과 2019년 두 시점만을 비교하여, 비교 시점 사이에 발생할 수 있는 동학은 고려하지 않는다. 따라서 두 모형 중에 어떠한 모형이

더 우월하다고 말할 수 없고, 공통적으로 발견되는 분석결과를 중심으로 관심 변수의 특성과 인과관계를 유추할 필요가 있다.

본 연구에서는 두 분석모형 모두에서 지역화폐가 지역 매출액에 끼친 유의한 영향은 발견되지 않았다. 본 연구의 결과가 지역화폐의 유의한 영향을 지지하지 않지만, 분석자료의 측정오차로 인한 회석편의의 정도를 알 수 없기 때문에 지역화폐의 경제적 효과에 대한 제한적인 유추만이 가능하다. 본 연구에서 사용된 분석모형의 가정과 단순화를 보완하고, 무엇보다도 정확한 지역화폐 자료를 이용한 추가 연구가 필요하겠다.

제 4 장

지역화폐 판매 확대가 소매업 및 음식점업 고용에 끼친 영향

제1절 서론

지역화폐 발행의 주된 목적은 화폐가 특정 지역에서만 사용될 수 있도록 제한하여 지역경제를 활성화시키는 것이다. 따라서, 특정 지자체가 지역화폐를 발행할 경우, 지자체는 해당 지역의 지역경제 매출이나 지역고용 증가를 기대할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 지역화폐 발행이 지역고용증대에 끼친 영향을 실증분석하고자 한다.

지역화폐가 실제로 지역경제에 긍정적인 효과를 유발하고 있는가에 대한 논의에 있어서 서로 상이한 주장이 존재한다. 이병기 외(2017)는 강원도 춘천, 화천, 양구 3개의 지역을 대상으로 진행한 설문조사 결과를 바탕으로 지역화폐의 부가가치 기여도를 추정하였는데, 연구결과에 따르면 춘천, 화천, 양구의 지역 내 부가가치 창출효과는 각각 예산 지출 대비 9.63배, 15.9배, 6.3배에 달하는 것으로 나타났다. 유영성 외(2020)는 경기도 소상공인 점포를 대상으로 설문조사한 자료를 분석하여 지역화폐 이용 경험 및 지역화폐 결제액 증가가 매출에 미치는 긍정적인 효과를 발견했다.

반면에 강창희 외(2020)는 이중차분법을 적용하여 지역화폐가 지역고용에 미치는 영향을 분석하였으나 통계적으로 유의한 효과가 나타나지 않았다. 이와 유사하게 송경호·이환웅(2020b)은 삼중차분법을 적용하여

지역화폐가 소상공인 매출액에 미치는 영향을 분석하였는데, 지역화폐의 발행이 지역화폐 사용이 가능한 소매업 전체의 매출을 증가시키는 효과는 없었으나 지역화폐 발행의 혜택은 소상공인들이 속해 있는 산업군에 따라 이질적인 것으로 나타났다.

본 연구에서는 행정안전부의 ‘지역사랑상품권 판매 현황’ 자료, 전국사업체조사 미시자료 및 통계청 KOSIS에서 제공되는 자료를 이용하여 지역화폐 발행이 지역고용에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 대부분의 실증연구에서 연구자들이 고민하는 것처럼, 본 연구에서도 주요 관심변수인 지역화폐 발행액이 내생성으로부터 자유롭지 못하다는 점이 실증분석을 수행하는 데 있어서 큰 어려움이다. 예를 들어 지역경제 상황이 다른 지역에 비해 악화되어 있는 지역에서 지역경제 활성화를 위해 지역화폐를 더 많이 발행하는 경향이 존재할 수 있는데, 이러한 경우 지역화폐 판매가 지역고용에 미치는 영향이 과소추정될 수 있다. 따라서 본 장에서는 이러한 지역화폐의 내생성을 고려하여 지역화폐 판매 확대가 소매업 및 음식점업 고용에 끼친 영향을 실증분석하고자 한다. 분석을 위해 본 보고서의 제3장에서 적용된 고정효과 모형과 도구변수법을 적용하여 지역화폐 판매가 지역고용에 미친 효과를 분석하고, 모형에 따라 분석결과가 어떠한 차이를 보이는지를 살펴보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 분석자료와 분석모형에 대해 서술한다. 제3절과 제4절에서는 고정효과 모형을 사용한 분석결과와 도구변수법을 사용한 분석결과를 제시하고, 마지막으로 제5절에서는 분석결과와 요약 내용 및 시사점을 제시한다.

제2절 분석자료 및 모형

1. 분석자료

본 연구의 실증분석을 수행하기 위해서는 우선 시군구 및 산업별 고용

지표 자료가 필요하다. 이를 위해 통계청 마이크로데이터 통합서비스(Micro Data Integrated Service: MDIS)의 원격접근시스템을 통해 전국사업체조사 2015~2019년¹³⁾ 미시자료를 가공하여 시군구별 업종별(소매업, 음식점 및 주점업) 근로자 수¹⁴⁾(임금근로자, 비임금근로자, 임시·일용 근로자) 자료를 구축하였다.

주요 관심변수인 시군구별 지역화폐 발행액은 시점에 따라 두 개의 자료를 사용하여 구축하였다. 2015~2018년 시점을 위해서는 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적을 사용하였고, 2019년의 경우 행정안전부의 ‘지역사랑상품권 판매 현황’ 내부자료를 사용하였다. 설명변수로는 지역 규모, 인구구조 등 지역별 특성을 통제하기 위해 65세 이상 인구 비중, 여성 비율, 재정자립도, 허핀달-허쉬만지수를 사용하였다. 허핀달-허쉬만지수는 전국사업체조사 미시자료로 구축하였고, 나머지 설명변수는 통계청 국가통계포털(Korean Statistical Information Service, KOSIS)에서 제공하는 시군구별 2015~2019년의 자료를 사용하여 구축하였다.

본 연구의 분석 단위는 기초자치단체 시군구 226개에 세종시와 제주도를 포함한 총 228개 지역이고, 분석기간은 2015~2019년으로 총 5개년이다. 분석 대상 업종은 지역화폐 사용이 불가능한 세부 업종은 제외하고, 소매업과 음식점 및 주점업에 초점을 맞춰 살펴보고자 한다.¹⁵⁾

2. 분석모형 : 고정효과(Fixed Effects) 모형

본 연구에서는 지역화폐 판매 확대가 소매업, 음식점 및 주점업 고용에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다음과 같은 모형을 설정하였다.

-
- 13) 분석자료 구축 시 2020년 미시자료는 가용하지 않아 분석에서 제외하였으며 2020년은 코로나19의 영향으로 인해 고용이 이전과 다른 양상을 보일 것으로 예상된다.
 - 14) 전국사업체조사 미시자료를 이용한 지역-업종별 근로자 수 합계의 경우, 해당 지역-업종의 총사업체 수가 3개 미만인 경우에는 반출이 불가하여 제외하였다.
 - 15) 소매업에서는 대형 종합 소매업(4711), 통신판매업(4791), 노점 및 유사 이동 소매업(4792), 기타 무점포 소매업(4799)이 제외되었고, 음식점 및 주점업에서는 기관구내식당업(5612), 출장 및 이동 음식업(5613), 주점업(5621)이 제외되었다. 자세한 업종 분류는 제3장의 <표 3-1>과 <표 3-2>에 제시되어 있다.

$$\text{근로자 수}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + u_{i,t} \quad (4-1)$$

식 (4-1)은 통합 OLS(Pooled Ordinary Least Squares : POLS)를 통해 추정할 수 있다. 그러나 만약 경제 상황이 다른 지역에 비해 악화되어 있는 지역에서 지역화폐를 더 발행하는 등 지역화폐 판매액 변수에 내생성이 존재한다면, 통합 OLS로는 일치성 있는 추정치를 얻을 수 없게 된다.

만약 이러한 내생성을 일으키는 요인이 시간에 따라 변하지 않는 지역의 고유한 특성이라면, 이는 고정효과(Fixed Effects: FE) 모형을 통해 제거가 가능하다. 고정효과 모형은 오차항(u_{it})이 시간에 따라 변하지 않는 개인의 고유한 특성(μ_i)과 순수오차항(ϵ_{it})으로 구성되어, 시간불변특성인 μ_i 가 내생성을 일으킬 경우 차분을 통해 μ_i 를 제거하여 일치성 있는 추정치를 얻을 수 있는 방법론이다. 따라서 본 연구에서는 고정효과 모형을 통해 일치성 있는 추정치를 구하고자 한다.

한편, 본 연구에서는 지역화폐 판매 확대의 효과를 절대량이 아닌 비율 변화로 추정하고자 종속변수인 근로자 수에 자연로그를 취하여 분석하고자 한다. 최종적으로 추정하고자 하는 식은 식 (4-2)와 같다.

$$\begin{aligned} \ln(\text{근로자 수}_{i,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{\text{지역화폐 판매액}}{\text{GRDP}_{i,2015}} \times 100 \right) \\ & + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + t \cdot \theta_i + \epsilon \end{aligned} \quad (4-2)$$

식 (4-2)에서 i 는 228개의 시군구 지역을, t 는 2015년부터 2019년까지 총 5개의 분석기간을 나타낸다. 본 분석에서 사용한 종속변수는 근로자 수 $_{it}$ 로 i 지역의 t 년도 소매업, 음식점 및 주점업의 근로자 수를 나타내며 이는 전체 취업자 수, 임금근로자 수,¹⁶⁾ 비임금근로자 수,¹⁷⁾ 임시·일용 근로자 수로 나뉜다. 주 관심변수인 처치변수는 제2장의 GRDP 비례 방식으로 계산한 표준화된 지역화폐 판매액을 사용하였고, X_{it} 는 시군구별 특성변수로 65세 이상 인구 비중, 여성 비율, 재정자립도 등을 포함한다.

16) 임금근로자는 상용근로자, 임시·일용 근로자, 기타 종사자를 합하여 구성하였다.

17) 비임금근로자는 자영업자와 무급가족종사자의 합으로 구성하였다.

μ_i 는 시간에 따라 변하지 않는 지역의 관측되지 않는 특성을 의미하며, γ_t 는 각 연도별로 모든 지역에서 공통적으로 발생한 연도 효과를 나타낸다. 끝으로 지역에 따라 상이한 고용 추세는 $t \cdot \theta_i$ 항을 통해 통제한다.

3. 분석모형 : 도구변수법(Instrumental Variables Method)

지역화폐 도입으로 인한 중장기적인 고용효과를 추정하기 위해 long-difference 모형을 사용하여 식을 구성하면 식 (4-3)과 같이 작성할 수 있다. long-difference 모형을 사용하면 차분을 통해 시간불변 특성인 지역 고정효과를 제거하고 설명변수로 선결변수를 사용할 수 있다는 장점이 존재한다(이종관, 2019).

$$\begin{aligned} & \ln(\text{근로자 수}_{i, 2019}) - \ln(\text{근로자 수}_{i, 2017}) \\ &= \beta_1 \cdot \left(\frac{\Delta \text{지역화폐}_{i, 2017-2019}}{GRDP_{i, 2017}} \times 100 \right) + \beta_2 X_{i, 2017} + u_i \end{aligned} \quad (4-3)$$

그럼에도 불구하고 제거되지 않은 내생성을 통제하기 위해 본 분석에서는 도구변수법(Instrumental Variables Method)을 적용하여 처치효과를 구하고자 한다. 도구변수법을 적용하여 분석하면 내생성의 원인이 되는 요인이 시간불변 특성이 아니어도 내생성을 통제할 수 있다는 장점이 존재한다.

본 연구에서는 식 (4-4)와 같이 지역화폐 발행액에 대한 도구변수로 중앙정부 지원이 확대된 시점인 2018년 이전 이후의 지역화폐 발행 여부를 사용하고자 한다. 도구변수(IV_i)는 2018년 이전 시점에 지역화폐 미발행 지역이었던 지역 i 가 2018년 이후 지역화폐를 발행하면 1의 값을 갖고, 그 외에는 0의 값을 갖는 변수이다.

$$\frac{\Delta \text{지역화폐}_{i, 2017-2019}}{GRDP_{i, 2017}} = \gamma_1 IV_i + \gamma_2 X_{i, 2017} + \epsilon_i, \quad (4-4)$$

$IV_i \equiv 1$ (2010 ~ 2017년에는 지역화폐를 미발행하고 2018년 또는 2019년에는 지역화폐를 발행한 기초자치단체 또는 광역자치단체의 소속 기초자치단체)

한편, 2018년 전후의 지역화폐 발행 여부가 도구변수로 사용되기 위해서는 외생성(exogeneity), 처치변수와의 연관성(inclusion restriction), 배제가능성(exclusion restriction)을 만족해야 되는데, 본 연구에서 사용한 도구변수는 2018년 이후 중앙정부의 지역화폐 지원 확대라는 외생적 변이를 이용한 것이기 때문에 외생적이라 가정할 수 있다.

또한 지역화폐 발행을 희망했으나 재원 부족으로 발행하지 못했던 지자체가 중앙정부의 지원 확대로 2018년부터 지역화폐를 도입했을 가능성이 존재하고, 중앙정부의 지역화폐 지원 확대가 고용에 직접적으로 영향을 미치지 않을 것으로 예상되기 때문에 처치변수와의 연관성과 배제가능성 또한 만족된다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서 사용하는 2018년 전후의 지역화폐 발행 유무는 지역화폐 판매액에 대한 도구변수로 적절하다고 판단된다.

제3절 고정효과 분석결과

1. 소매업

고정효과 분석에서 사용된 자료의 기초통계량은 <표 4-1>과 같다. 소매업의 경우 전체 취업자 수 평균은 6,435,400명으로 소상공인 취업자 수 평균보다 1,086.51명 더 많고, 음식점 및 주점업의 전체 취업자 수 평균은 6,960,472명으로 이는 소상공인 취업자 수 평균보다 1,070.129명 더 많은 수치이다. 처치변수로 사용되는 2015년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중의 평균은 0.066%이며, 가장 높은 비중을 보이는 지역은 2019년 전라북도 군산시로 3.862%의 비중을 보인다. 지역경제 규모를 감안한 지역화폐 발행액은 크지 않은 것으로 판단되고, 지역별로 상당한 변동이 존재하는 것으로 보인다.

〈표 4-1〉 기초통계량(고정효과 모형)

			평균	표준편차	최소	최대
취업자 수	소매업	전 체	6,435.400	6,181.510	337	32,190
		소상공인	5,348.890	4,944.214	316	25,838
	음식점 및 주점업	전 체	6,960.472	6,929.828	264	48,480
		소상공인	5,890.343	5,493.828	264	30,058
2015년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중(GRDP 비례)(%)			0.066	0.234	0	3.862
65세 이상 인구 비중(%)			19.481	7.999	6.400	39.900
여성 인구 비율(%)			49.915	1.313	43.066	52.715
재정자립도(%)			26.703	13.575	7.400	72.700
허핀달-허쉬만지수			0.142	0.066	0.075	0.450
관측치 수			1,140			

자료: 통계청 MDIS, 통계청 KOSIS, 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적, 행정안전부의 ‘지역사랑상품권 판매 현황’ 내부자료를 사용하여 작성함.

〈표 4-2〉는 고정효과 모형을 통해 지역화폐 판매가 소매업 고용에 미친 영향을 분석한 결과를 나타내고 있다. 소매업 중 지역화폐 사용이 가능한 업종을 대상으로 분석한 결과로, 종속변수로 사용한 지역고용은 근로자의 범위에 따라 크게 4가지로 나뉜다. 모형 1은 전체 근로자를 대상으로 분석하였으며, 모형 2와 모형 3은 각각 임금근로자와 비임금근로자를 대상으로 시행하였다. 모형 4는 임시·일용 근로자를 대상으로 분석을 시행하였다.

먼저 1열의 전체 근로자 수를 대상으로 분석한 결과를 살펴보면 지역화폐 판매액이 오히려 전체 근로자 수에 부정적인 영향을 주는 것으로 보이지만, 이는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 임금근로자, 비임금근로자, 임시·일용 근로자를 대상으로 한 모형 2·3·4의 분석결과에서도 비슷하게 나타났다.

설명변수들 중에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 것은 모형 3의 재정자립도 변수였다. 재정자립도의 계수값은 0.001로 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보였으며, 이를 해석하면 재정자립도가 1%p 증가하면 비임금근로자는 0.1% 증가함을 의미한다. 재정

자립도를 제외한 다른 설명변수들은 종속변수인 근로자 수에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 상용직 5인 미만인 소매업 소상공인 사업체를 대상으로 시행한 분석에서도 유사한 결과가 나타났다. 소매업 소상공인 사업체를 대상으로 분석한 결과인 <표 4-3>을 살펴보면 모형 1·2·3·4에서 지역화폐 발행이 고용에 부정적인 영향을 주는 것으로 추정되었고, 이는 전체 사업체를 대상으로 한 분석 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의하지는 않았다. 설명변수 또한 <표 4-2>의 결과와 동일하게 모형 3의 재정자립도만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보이는 것으로 나타났다.

<표 4-2> 패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 전체)

종속변인(로그)	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	전체 근로자 수		임금근로자 수		비임금근로자 수		임시·일용 근로자 수	
	추정계수	(표준 오차)	추정계수	(표준 오차)	추정계수	(표준 오차)	추정계수	(표준 오차)
2015년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중 (GRDP 비례) (%)	-0.008	(0.010)	-0.017	(0.019)	-0.002	(0.006)	-0.009	(0.034)
65세 이상 인구 비중	0.015	(0.013)	0.034	(0.022)	0.002	(0.009)	0.067	(0.057)
여성 비율	-0.010	(0.029)	-0.015	(0.074)	-0.001	(0.020)	-0.107	(0.165)
재정자립도	0.0003	(0.001)	-0.001	(0.002)	0.001*	(0.001)	0.002	(0.004)
허핀달-허쉬만 지수	0.301	(0.263)	0.752	(0.513)	-0.005	(0.160)	1.547	(1.382)
시군구 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
연도 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
시군구별 트렌드	통제함		통제함		통제함		통제함	
상수항	52.325***	10.149	31.322*	17.390	61.653***	7.110	12.115	44.920
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.688		0.646		0.752		0.400	

주: *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 시군구별 군집 표준오차(cluster standard error)로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 4-3〉 패널 고정효과 모형 분석결과(소매업, 소상공인)

종속변인(로그)	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	전체 취업자 수		임금근로자 수		비임금근로자 수		임시·일용 근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
2015년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중(GRDP 비례)(%)	-0.007	(0.010)	-0.016	(0.022)	-0.002	(0.006)	-0.008	(0.033)
65세 이상 인구 비중	0.015	(0.013)	0.046	(0.029)	0.001	(0.009)	0.051	(0.063)
여성 비율	-0.017	(0.025)	-0.038	(0.083)	-0.003	(0.019)	-0.143	(0.158)
재정자립도	0.0004	(0.001)	-0.0001	(0.002)	0.001*	(0.001)	0.003	(0.004)
허핀달-허쉬만지수	0.208	(0.267)	0.856	(0.626)	-0.013	(0.158)	1.628	(1.422)
시군구 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
연도 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
시군구별 트렌드	통제함		통제함		통제함		통제함	
상수항	56.069***	10.113	41.427*	23.229	61.912***	7.060	2.006	50.023
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.661		0.548		0.752		0.407	

주: *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 시군구별 군집 표준오차(cluster standard error)로 계산함.

자료: 저자 작성.

2. 음식점 및 주점업

〈표 4-4〉는 지역화폐 판매가 음식점 및 주점업의 고용에 미치는 영향을 고정효과 모형을 통해 분석한 결과이다. 전체 취업자 수를 대상으로 분석한 모형 1의 결과를 먼저 살펴보면 지역화폐 변수의 추정치는 0.008로 양의 값으로 추정되었으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 임금근로자, 임시·일용 근로자를 대상으로 한 모형 2·4에서도 동일한 결과를 보였으며, 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 설명변수는 없는 것으로 나타났다.

상용직 5인 미만인 소상공인 사업체를 대상으로 분석한 결과인 〈표 4-5〉를 살펴보면 〈표 4-4〉의 분석결과와 마찬가지로 전체 취업자 수, 임금근로자, 임시·일용 근로자를 대상으로 한 분석 결과는 정(+)의 방향을 보이나, 역시 통계적으로 유의미하지는 않는 것으로 나타났다.

〈표 4-4〉패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 전체)

종속변인(로그)	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	전체 취업자 수		임금근로자 수		비임금근로자 수		임시·일용 근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
2015년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중(GRDP 비례)(%)	0.008	(0.007)	0.023	(0.024)	-0.0001	(0.004)	0.021	(0.052)
65세 이상 인구 비중	-0.0003	(0.011)	0.024	(0.029)	-0.006	(0.009)	0.077	(0.059)
여성 비율	0.004	(0.022)	-0.035	(0.055)	0.014	(0.019)	-0.186	(0.119)
재정자립도	-0.0002	(0.001)	-0.001	(0.002)	0.001	(0.001)	0.002	(0.003)
허핀달-허쉬만지수	0.361	(0.238)	0.167	(0.596)	0.337	(0.255)	0.581	(0.979)
시군구 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
연도 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
시군구별 트렌드	통제함		통제함		통제함		통제함	
상수항	73.874***	9.206	64.927***	23.300	85.298***	7.386	43.801	48.410
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.791		0.645		0.750		0.387	

주: *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 시군구별 군집 표준오차(cluster standard error)로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 4-5〉패널 고정효과 모형 분석결과(음식점 및 주점업, 소상공인)

종속변인(로그)	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	전체 취업자 수		임금근로자 수		비임금근로자 수		임시·일용 근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
2015년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중(GRDP 비례)(%)	0.007	(0.007)	0.021	(0.024)	-0.001	(0.004)	0.021	(0.053)
65세 이상 인구 비중	0.001	(0.011)	0.022	(0.028)	-0.005	(0.009)	0.059	(0.056)
여성 비율	-0.012	(0.021)	-0.082	(0.054)	0.014	(0.020)	-0.181	(0.113)
재정자립도	0.0003	(0.001)	0.0003	(0.002)	0.001	(0.001)	0.003	(0.003)
허핀달-허쉬만지수	0.280	(0.243)	0.179	(0.585)	0.325	(0.264)	0.878	(1.033)
시군구 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
연도 더미	통제함		통제함		통제함		통제함	
시군구별 트렌드	통제함		통제함		통제함		통제함	
상수항	77.405***	8.890	64.734***	22.206	88.094***	7.527	25.407	46.054
관측치	1,140		1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.790		0.615		0.738		0.366	

주: *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 시군구별 군집 표준오차(cluster standard error)로 계산함.

자료: 저자 작성.

제4절 도구변수법 분석결과

1. 소매업

지역화폐 판매가 지역고용에 미치는 영향을 도구변수법을 적용하여 분석한 자료의 기초통계량은 <표 4-6>과 같다. 분석에서 사용한 종속변수는 해당 업종 취업자 수에 로그를 취한 값이고, 처치변수는 2017년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중이다. long-difference 모형을 통해 식을 구성하였기 때문에 종속변수와 처치변수는 2017~2019년 사이의 차분값으로 구성된다. 소매업 전체 취업자 수의 로그 차분값의 평균은 0.040으로 소상공인보다 0.003 더 크고, 음식점 및 주점업의 전체 취업자 수 로그 차분값 평균은 0.104로 이는 소상공인보다 0.008 더 큰 수치이다.

처치변수로 사용되는 2017년 GRDP 대비 2017~2019년 지역화폐 판매액 비중 증가액의 평균값은 0.002%이며, 가장 높은 비중을 보이는 지역은 전라북도 군산시로 0.044%의 비중을 보였다. 도구변수로는 2018년 이전 이후의 지역화폐 발행 여부를 사용하는데, 228개의 지역 중 이 경우에 해당하는 비율은 약 56%이다. 근로자 수 추세 변수는 2015년 해당 지역 근로자 수 대비 2015~2017년 근로자 수 변화로, 평균값은 약 3.94%이다.

<표 4-7>은 1단계 회귀분석 결과로 모형 1은 광역시도를 통제하지 않고 분석한 결과이고 모형 2는 통제한 결과이다. 통상적으로 F값이 8.96 미만인 경우 약한 도구변수라고 판정하는데(Stock et al., 2002), 모형 1과 모형 2의 도구변수 F값은 각각 22.002와 3.345로 모형 2는 약한 도구변수 문제가 존재하는 것으로 보인다. 따라서 본 분석에서는 약한 도구변수 문제를 피하기 위해 광역시도 변수를 모형에서 제외하고 분석을 시행하였다.

모형 1의 도구변수 추정치는 0.003으로 유의수준 1%에서 통계적으로 유의미한 값을 갖는다. 이는 2018년 이전에 지역화폐를 발행하지 않다가 이후에 발행을 시작하면 2017년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 증가분의 비율이 증가함을 의미한다.

〈표 4-6〉 기초통계량(도구변수법)

			평균	표준편차	최소	최대
취업자 수	△소매업	전 체	0.040	0.060	-0.101	0.237
		소상공인	0.037	0.060	-0.107	0.222
	△음식점 및 주점업	전 체	0.104	0.057	-0.048	0.288
		소상공인	0.096	0.055	-0.044	0.306
△2017년 GRDP 대비 지역화폐 판매액 비중(GRDP 비례)(%)			0.002	0.005	-0.005	0.044
도구변수			0.561	0.497	0	1
65세 이상 인구 비중(%)			19.434	7.937	7.000	38.200
여성 인구 비율(%)			49.918	1.309	43.332	52.348
재정자립도(%)			27.578	14.126	8.600	72.200
허핀달-허쉬만지수			0.143	0.067	0.078	0.422
△근로자 수 추세(%)			3.942	5.007	-14.386	18.637
관측치 수			228			

주: 1) 취업자 수는 2017~2019년 로그 차분값을 의미함.

2) 설명변수들은 2017년의 값을 기준으로 함.

자료: 통계청 MDIS, 통계청 KOSIS, 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적, 행정안전부의 ‘지역사랑상품권 판매 현황’ 내부자료를 사용하여 작성함.

〈표 4-7〉 1단계 회귀분석 결과

종속변인	모형 1		모형 2	
	△지역화폐		△지역화폐	
	추정계수	(표준오차)	추정계수	(표준오차)
도구변수	0.003***	(0.001)	0.001*	(0.001)
65세 이상 인구 비중	-0.000	(0.000)	-0.000	(0.000)
여성 비율	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
재정자립도	-0.000	(0.000)	-0.000*	(0.000)
허핀달-허쉬만지수	-0.004	(0.003)	-0.003*	(0.002)
△고용추세	-0.000	(0.000)	-0.000	(0.000)
광역시도 더미			통제함	
도구변수 F값	22.002		3.345	
관측치	228		228	
Adjusted R ²	0.179		0.609	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

<표 4-8>은 지역화폐 판매가 소매업의 고용에 미치는 영향을 소매업 전체 근로자를 대상으로 분석한 결과이다. 도구변수법을 적용하기에 앞서 OLS를 적용하여 추정한 모형 1의 분석결과부터 살펴보면 주 관심변수인 지역화폐 판매액 변수는 전체 근로자를 대상으로 분석한 결과에서 정(+)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 65세 이상 인구 비중, 재정자립도, 허핀달-허쉬만지수, 고용추세는 고용을 증가시키는 효과를 보였으며, 여성 비율은 고용에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 동일한 분석을 소상공인 사업체를 대상으로 시행하였을 땐(모형 3) 지역화폐 변수의 추정치가 부(-)의 부호를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 그 외 설명변수들이 고용에 미치는 영향은 모형 1과 동일한 방향의 효과를 보였다.

모형 2와 모형 4는 지역화폐 판매가 소매업의 고용에 미치는 영향을 도구변수법을 적용하여 분석한 결과이다. 소매업 전체 근로자를 대상으로 분석한 모형 2의 결과를 먼저 살펴보면, 지역화폐 변수의 추정치는 OLS로 분석한 결과에 비해 값이 증가하였으나 여전히 통계적으로 유의하지는 않았다. 65세 이상 인구 비중, 재정자립도, 허핀달-허쉬만지수, 고

<표 4-8> 도구변수 분석결과(소매업, 전체 근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	0.068	(0.822)	2.721	(2.780)	-0.015	(0.692)	3.798	(2.738)
65세 이상 인구 비중	0.004***	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.004***	(0.001)
여성 비율	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.001)	-0.002***	(0.000)	-0.003***	(0.001)
재정자립도	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.001)
허핀달-허쉬만지수	0.273***	(0.054)	0.277***	(0.054)	0.290***	(0.054)	0.295***	(0.054)
△고용추세	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

용추세는 고용을 증가시키는 효과를 보였으며, 여성비율은 증가할수록 고용이 감소하는 것으로 나타났다. 소매업 소상공인 사업체의 전체 근로자를 대상으로 분석한 결과인 모형 4에서는 지역화폐 변수의 추정치가 OLS에서는 부(-)의 부호를 보였던 데 반해 정(+)의 부호를 보였다. 그러나 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 지역화폐 변수를 제외한 설명변수들은 OLS를 적용하여 분석한 모형 3과 비슷한 결과를 보였다.

지역화폐 판매가 소매업의 고용에 미치는 영향을 임금근로자와 비임금근로자를 대상으로 분석한 결과는 <표 4-9>와 <표 4-10>에 나타나 있다. 임금근로자를 대상으로 분석한 <표 4-9>의 결과를 먼저 살펴보면, OLS를 적용하여 추정하였을 때 전체 사업체와 소상공인 사업체 둘 다 지역화폐 변수의 추정치가 정(+)의 부호를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 동일한 분석을 도구변수법을 적용하여 분석하였을 때에도 지역화폐 변수는 정(+)의 부호를 보였으나 마찬가지로 통계적 유의성은 갖지 않았다. 모든 모형에서 65세 이상 인구 비중, 허핀달-허쉬만지수, 고용 추세는 고용을 증가시키는 효과를, 여성비율은 고용을 감소시키는 효과를 보였으며, 재정자립도는 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 4-9> 도구변수 분석결과(소매업, 임금근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	0.303	(1.785)	3.348	(5.432)	0.352	(1.428)	6.614	(6.099)
65세 이상 인구 비중	0.007***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.009***	(0.002)	0.009***	(0.002)
여성 비율	-0.003***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.004***	(0.001)	-0.004***	(0.001)
재정자립도	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
허핀달-허쉬만지수	0.353***	(0.096)	0.357***	(0.095)	0.445***	(0.092)	0.452***	(0.091)
△고용추세	0.003*	(0.002)	0.003*	(0.002)	0.003*	(0.002)	0.004**	(0.002)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

〈표 4-10〉 도구변수 분석결과(소매업, 비임금근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	-0.052	(0.477)	3.225	(2.153)	-0.084	(0.496)	3.359	(2.179)
65세 이상 인구 비중	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)
여성 비율	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.000)
재정자립도	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)
허핀달-허쉬만지수	0.201***	(0.046)	0.205***	(0.045)	0.199***	(0.047)	0.203***	(0.046)
△고용추세	0.002***	(0.001)	0.002***	(0.001)	0.002***	(0.001)	0.002***	(0.001)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

비임금근로자를 대상으로 분석한 <표 4-10>의 추정결과를 살펴보면, OLS를 적용하여 분석한 결과에서 지역화폐의 추정치는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 동일한 분석을 도구변수법을 적용하여 분석하였을 때 지역화폐 변수가 OLS 분석 결과와 달리 정(+)의 효과를 보였으나 통계적 유의성을 보이지 않았다. 지역화폐 변수를 제외한 설명변수들은 모든 모형에서 비슷한 효과를 보였다. 65세 이상 인구 비중, 재정자립도, 허핀달-허쉬만지수, 고용추세는 소매업 사업체의 비임금근로자 고용을 증가시키는 것으로 나타났으며, 여성비율은 증가할수록 비임금근로자 고용이 감소하는 것으로 나타났다.

마지막으로 임시·일용 근로자를 대상으로 분석한 <표 4-11>의 결과를 살펴보면, OLS로 추정한 결과에서 지역화폐 변수는 정(+)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 도구변수법을 적용하여 분석을 시행하였을 때에도 지역화폐의 추정치는 정(+)의 부호를 보였으며, OLS

〈표 4-11〉 도구변수 분석결과(소매업, 임시·일용 근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	1.570	(2.368)	19.712	(12.335)	0.868	(2.085)	17.302	(12.320)
65세 이상 인구 비중	0.012***	(0.003)	0.013***	(0.003)	0.015***	(0.003)	0.016***	(0.003)
여성 비율	-0.003	(0.002)	-0.004**	(0.002)	-0.004**	(0.002)	-0.005***	(0.002)
재정자립도	-0.001	(0.001)	-0.000	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
허핀달-허쉬만지수	0.547***	(0.192)	0.569***	(0.195)	0.535***	(0.197)	0.555***	(0.199)
△고용추세	-0.004	(0.004)	-0.003	(0.004)	-0.003	(0.003)	-0.002	(0.003)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

분석결과에 비해 추정치의 크기가 커졌음을 확인할 수 있었다. 그러나 통계적 유의성을 갖진 않았다. 65세 이상 인구 비중, 허핀달-허쉬만지수는 적합한 분석 방법(OLS, IV)과 분석 대상의 사업체 범위(전체, 소상공인)에 관계없이 모든 모형에서 임시·일용 근로자 고용을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 여성비율의 경우 전체 사업체를 대상으로 OLS를 적용하여 분석한 결과인 모형 1을 제외한 모든 모형에서 임시·일용 근로자 고용을 감소시키는 효과를 보였다.

2. 음식점 및 주점업

<표 4-12>~<표 4-15>는 지역화폐 판매가 음식점 및 주점업의 고용에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 전체 근로자를 대상으로 분석한 결과인 <표 4-12>를 먼저 살펴보면, 10% 유의수준이기는 하나 OLS 분석결과에서 GRDP 대비 지역화폐 판매가 0.01%p 증가하면 음식점 및 주점업 전

〈표 4-12〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 전체 근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	1.200*	(0.692)	3.426	(2.694)	1.242*	(0.651)	4.848*	(2.727)
65세 이상 인구 비중	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
여성 비율	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)
재정자립도	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
허핀달-허쉬만지수	0.235***	(0.060)	0.237***	(0.059)	0.235***	(0.062)	0.239***	(0.060)
△고용추세	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

체 근로자 고용이 1.2%p 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 효과는 도구변수법 추정결과에서는 발견되지 않았다. 도구변수법 추정결과인 모형 2의 결과를 살펴보면 지역화폐 변수는 정(+)의 부호를 보이나 통계적 유의성은 존재하지 않았다.

소상공인 사업체를 분석대상으로 할 경우, OLS와 도구변수법 추정결과 모두 지역화폐 판매가 지역고용에 미치는 효과가 10% 수준에서 통계적 유의성을 보였다. OLS 추정결과에 따르면 GRDP 대비 지역화폐 판매가 0.01%p 증가하면 소상공인 사업체의 음식점 및 주점업 전체 근로자 고용이 1.242%p 증가한 것으로 나타났다. 도구변수법의 경우, GRDP 대비 지역화폐 판매가 0.01%p 증가하면 소상공인 사업체의 고용은 4.848%p 증가하는 것으로 나타났다. 허핀달-허쉬만지수와 고용추세는 모든 모형에서 음식점 및 주점업 전체 근로자 고용을 증가시키는 효과를 보였으며, 다른 설명변수들은 통계적으로 유의한 결과를 갖지 않았다.

〈표 4-13〉은 음식점 및 주점업의 임금근로자를 대상으로 분석한 결과이다. OLS 추정결과에서 지역화폐 판매는 10% 유의수준에서 정(+)의 고

〈표 4-13〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 임금근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	2.760*	(1.472)	2.643	(5.860)	3.067**	(1.321)	5.992	(5.813)
65세 이상 인구 비중	0.005***	(0.002)	0.005***	(0.002)	0.004**	(0.002)	0.004**	(0.002)
여성 비율	-0.000	(0.001)	-0.000	(0.001)	0.000	(0.001)	-0.000	(0.001)
재정자립도	-0.000	(0.001)	-0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
허핀달-허쉬만지수	0.513***	(0.084)	0.513***	(0.082)	0.545***	(0.099)	0.549***	(0.097)
△고용추세	0.005***	(0.001)	0.005***	(0.002)	0.005***	(0.002)	0.006***	(0.002)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

용효과를 보였으나, 도구변수법 추정에서는 통계적으로 유의한 효과가 발견되지 않았다. 모든 모형에서 65세 이상 인구 비중, 허핀달-허쉬만지수, 고용추세는 임금근로자 고용을 증가시키는 효과를 보였으며, 여성 비율과 재정자립도는 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

음식점 및 주점업 사업체의 비임금근로자를 대상으로 분석한 결과인 <표 4-14>를 살펴보면, OLS 추정결과에서는 지역화폐 판매의 통계적으로 유의한 고용 효과는 발견되지 않았다. 반면 도구변수법 결과에서는 GRDP 대비 지역화폐 판매가 0.01%p 증가하면 전체 사업체와 소상공인 사업체의 비임금근로자 고용이 각각 4.091%p 및 3.883%p 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 10% 수준에서만 통계적으로 유의하였다. 지역화폐 변수를 제외한 설명변수들의 경우 허핀달-허쉬만지수와 고용추세는 비임금근로자 고용을 증가시키는 효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 다른 설명변수들은 통계적으로 유의한 효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 4-14〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 비임금근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	0.153	(0.474)	4.091*	(2.280)	0.091	(0.464)	3.883*	(2.298)
65세 이상 인구 비중	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
여성 비율	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
재정자립도	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
허핀달-허쉬만지수	0.109*	(0.059)	0.113*	(0.058)	0.106*	(0.060)	0.110*	(0.059)
△고용추세	0.002***	(0.001)	0.002***	(0.001)	0.002**	(0.001)	0.002***	(0.001)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

〈표 4-15〉 도구변수 분석결과(음식점 및 주점업, 임시·일용 근로자)

종속변인	전체 사업체				소상공인 사업체			
	모형 1(OLS)		모형 2(IV)		모형 3(OLS)		모형 4(IV)	
	△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수		△근로자 수	
	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)	추정 계수	(표준 오차)
△지역화폐	3.399	(2.678)	7.484	(10.684)	3.630	(2.648)	10.639	(10.760)
65세 이상 인구 비중	0.009***	(0.003)	0.009***	(0.003)	0.007**	(0.003)	0.008***	(0.003)
여성 비율	-0.001	(0.002)	-0.002	(0.002)	-0.000	(0.002)	-0.001	(0.002)
재정자립도	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.002	(0.001)	-0.001	(0.001)
허핀달-허쉬만지수	0.604***	(0.187)	0.609***	(0.184)	0.634***	(0.185)	0.642***	(0.183)
△고용추세	0.001	(0.003)	0.002	(0.003)	0.001	(0.003)	0.001	(0.003)
관측치	228		228		228		228	

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 강건 표준 오차(robust standard error)로 계산함.

2) 설명변수들은 2017년의 값임.

자료: 저자 작성.

마지막으로 <표 4-15>는 지역화폐 판매가 음식점 및 주점업의 고용에 미치는 영향을 임시·일용 근로자를 대상으로 분석한 결과이다. <표 4-

15>에 따르면 지역화폐가 음식점 및 주점업의 임시·일용 근로자 고용에 미치는 효과는 분석방법론(OLS, IV)과 사업체 분석 범위(전체, 소상공인)와 관계없이 모든 모형에서 정(+)의 부호를 보였으나, 통계적으로 유의한 결과를 보이지는 않았다. 설명변수의 경우 65세 이상 인구 비중과 허핀달-허쉬만지수는 임시·일용 근로자 고용을 증가시키는 것으로 나타났으나, 다른 설명변수들은 고용에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

제5절 소 결

1. 분석결과 요약

본 연구에서는 지역화폐 발행이 지역의 소매업과 음식점 및 주점업의 고용에 미치는 영향을 살펴보았다. 실증분석의 종속변수로 사용된 시군구별 근로자 수는 통계청 MDIS의 원격접근시스템에서 전국사업체조사 미시자료를 이용하여 구축하였다. 처치변수에 해당하는 지역화폐의 발행액 자료는 2015~2018년은 강창희 외(2021)의 <부표 1>에 수록된 지방자치단체 지역사랑상품권(지역화폐) 발행 실적을, 2019년은 행정안전부의 ‘지역사랑상품권 판매 현황’ 내부자료를 사용하여 구축하였다. 마지막으로 분석에서 사용된 설명변수들은 KOSIS에서 제공하는 자료들을 바탕으로 시군구별 특성 데이터를 구성하여 사용하였다.

구축된 자료를 이용하여 고정효과 모형을 적용한 후 결과를 추정해 보았을 때, 소매업 전체 사업체와 소상공인 사업체를 대상으로 분석한 결과는 근로자의 분석 범위와 관계없이 통계적으로 유의한 효과를 보이지 않았다. 이는 음식점 및 주점업 사업체를 대상으로 분석했을 때에도 동일한 결과를 보였다. 도구변수법을 적용하여 지역화폐가 소매업 사업체 고용에 미친 영향을 추정하였을 때는 고정효과 모형의 분석결과와 마찬가지로 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 음식점

및 주점업 사업체의 전체 근로자(소상공인 사업체의 경우) 및 비임금근로자(전체 및 소상공인 사업체의 경우)에 대해서는 유의한 정(+)의 효과가 발견되기도 하였다. 그러나 10% 수준에서만 통계적으로 유의하여, 실증 분석 결과를 명확한 고용효과로 해석하기에는 한계가 있다.

2. 시사점

본 연구에서는 분석모형 설정에 따라 분석결과에 어떠한 차이를 보이는지 비교해보고자 상이한 계량모형을 사용하여 분석을 진행하였다. 고정효과 모형을 사용한 분석의 경우 지역별로 이질적인 추세를 통제 가능하다는 장점이 존재하나, 내생성을 일으키는 요인이 시간불변인 경우가 아니라면 정확한 처치효과를 구할 수 없다는 단점이 존재한다. 도구변수법을 적용해 분석한 결과는 내생성을 유발하는 요인이 시간불변이 아니라도 통제가 가능하다는 장점이 존재하나, 도구변수의 유용성을 위해 long-difference 모형을 사용했기 때문에 지역별 이질적인 추세는 통제가 불가능하다는 단점이 존재했다. 가용한 자료를 바탕으로 최대한 엄밀한 분석을 수행하려고 했으나, 여전히 본 분석이 가지는 한계점이 존재하므로 본 연구의 결과를 인과관계로 단정짓기보다는 결과해석에 있어서 보수적인 입장을 견지하는 것이 필요해 보인다.

제 5 장

지역화폐 판매 확대가 신용카드 소비에 끼친 영향

제1절 서 론

제5장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 신용카드 소비에 끼친 영향을 살펴본다. 대체 결제수단으로서 지역화폐 사용이 가능할 때, 동일한 소비 규모를 유지하는 지역주민은 현금 또는 신용카드 사용을 줄일 것으로 예상된다. 하지만 지역화폐를 사용할 때 할인판매 또는 캐시백 방식으로 일정 부분 가처분소득이 늘어나는 소득효과가 있음을 고려할 필요가 있다. 만약 지역화폐 사용으로 늘어난 가처분소득을 저축하지 않고 전액 소비에 사용할 경우, 현금 또는 신용카드 사용이 감소하는 효과는 약화될 수 있다. 예를 들어, 신용카드로 100만 원을 소비하던 지역주민이 결제수단을 지역화폐로 대체할 경우, 신용카드 소비는 100만 원 감소할 수 있다. 하지만 지역화폐 할인판매로 지역화폐 100만 원을 90만 원에 구매하여 사용한다면, 지역화폐 100만 원으로 기존 소비를 유지하면서 10만 원을 신용카드로 계속 사용할 수 있다. 이 사례에서는 신용카드 소비가 90만 원만 감소한다.

이 외에 다양한 경우가 발생할 수 있기에 지역화폐 사용에 따라 현금 또는 신용카드 소비의 감소 정도는 이론적으로 예측이 힘들고 실증분석을 통해서 확인할 필요가 있다. 하지만 지역주민의 현금 사용 변화는 측

정이 어렵기 때문에 본 연구에서는 지역화폐 판매가 확대될 때 지역주민의 신용카드 소비 변화에 초점을 맞춘다. 특히 신용카드가 사용된 가맹점의 업종 정보를 이용하여 신용카드 총소비뿐만 아니라 오프라인 소비와 온라인 소비를 구분하여 살펴본다.

제2절 분석자료 및 모형

1. 분석자료

신용카드 소비자료는 S카드사에서 제공한 개인카드(신용카드 및 체크카드)의 유통부문 이용금액을 사용하였다. S카드사 가맹점에서 발생한 카드 이용 건 중에서 개인카드 이용 건만을 포함하고, 유통부문 이용금액은 S카드사의 국내 점유율을 고려하여 국내 신용카드 총이용금액 추정치로 변환하였다. 그리고 개인카드 사용 고객의 주소와 가맹점 업종 정보를 이용하여 계산된 지역-업종별 신용카드 이용금액 합계를 제공받아 분석에 사용하였다. 카드사의 고객정보 보관기간 제약으로, 분석기간은 최근 5년인 2016~2020년으로 한정하였다.

분석자료에서 가맹점 업종 정보를 이용하여 온/오프라인 이용금액을 구분할 수 있으며, S카드사의 유통부문 소비 업종 구분은 <표 5-1>과 같다. 그러나 온라인 업종은 2018년 이후에만 구분이 가능하였다. 이러한 자료의 한계로 2016~2017년 온라인 이용금액에는 부득이하게 표의 모든 온라인 유통 업종이 포함되었다. 2018년 이후에는 지역 상권의 소매업 및 음식료품 소비와 관련성이 낮은 ‘교육/학원’, ‘온라인 콘텐츠’, ‘항공/여행’을 제외하고 온라인 신용카드 이용금액 합계를 계산하였다. 오프라인 신용카드 이용금액에는 표의 모든 오프라인 유통 업종이 포함되었다.

〈표 5-1〉 S카드사 유통부문 업종 구분

	소비 업종(중분류)	제외 여부
오프라인 유통	SSM 대형마트 백화점/면세점 슈퍼마켓 편의점 가전/가구 도서/교육용품 스포츠/문화/레저용품 음/식료품 의복/의류 인테리어 자동차판매/용품 패션/잡화 화장품	
온라인 유통 (2018년 이후 업종 구분 가능)	가전/가구 교육/학원 대형마트 도서/교육용품 미분류(2016~2017년) 백화점/면세점 스포츠/문화/레저용품 온라인종합유통 온라인 콘텐츠 요식배달 음/식료품 의복/의류 인테리어 자동차판매/용품 패션/잡화 항공/여행 홈쇼핑 화장품	제외 제외 제외

주: 유통부문 업종 구분은 S카드사 자체 분류임.
자료: S카드사 내부자료.

2. 신용카드 자료에 지역화폐 판매액 포함 여부

지역화폐는 지류(紙類)뿐만 아니라 카드형과 모바일형 등 유형이 다양하다. 그런데 카드형 지역화폐로 사용된 금액은 신용카드사의 이용금액에 합산될 수 있다. 만약 본 연구에서 사용하는 S카드사의 신용카드 이용금액에 지역화폐 이용금액이 포함된다면, 지역화폐 판매 확대에 따른 신용카드 사용 대체에 대한 추론은 어려워진다.

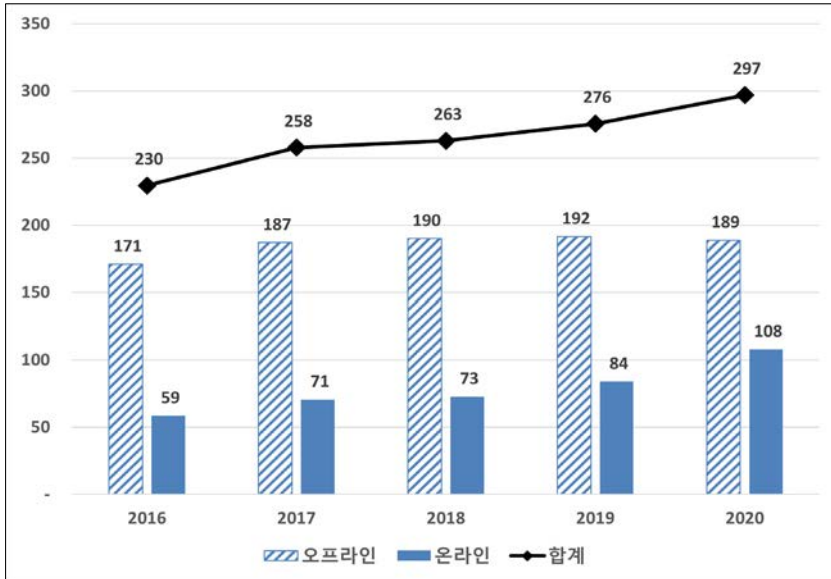
본 연구에 사용된 자료를 제공한 S카드사는 2020년 9월부터 ‘나주사랑카드’, 2021년 3월부터는 ‘성남사랑카드’를 발행한 것으로 확인된다. 따라서 2019년까지 S카드사의 신용카드 이용금액에 지역화폐 사용금액은 포함되지 않는다. 2020년의 경우, 나주시의 카드형 지역화폐 판매금액이 신용카드 이용금액에 포함될 수 있으나 기간이 9~12월로 제한적이다. 그리고 나주시 이외 지역에서는 S카드사의 카드형 지역화폐 판매가 확인되지 않았다. 이러한 점을 고려할 때, 2016~2019년을 분석기간으로 설정할 경우에는 신용카드 이용금액과 지역화폐 판매액의 중복 문제는 없는 것으로 판단된다. 분석기간에 2020년을 포함할 경우, 신용카드 이용금액에 지역화폐 판매액이 포함되지 않는 것으로 간주하더라도 분석결과에 큰 영향이 없을 것으로 생각된다.

그러나 2020년에는 코로나19에 대응한 긴급재난지원금이 지급되었고(이승호·홍민기, 2020), 이를 신용카드뿐만 아니라 지역화폐를 통해 사용할 수 있었다. 이러한 점을 고려하여 분석기간을 2016~2019년과 2016~2020년으로 설정한 분석을 각각 시행하여 비교하되, 지역화폐의 영향에 대한 추론은 2016~2019년 분석결과를 중심으로 설명한다.

3. 오프라인 및 온라인 신용카드 이용금액 추세

[그림 5-1]은 분석에 사용된 신용카드 이용금액 추세를 나타낸다. 이용금액 합계는 2016년 230조 원 이후 지속적인 증가추세를 나타냈다. 오프라인과 온라인을 구분하여 살펴보면, 2016년 오프라인 이용금액은 171조 원, 온라인은 59조 원으로 오프라인 이용금액 규모가 더 큰 것을 확인할

(그림 5-1) 분석에 사용된 신용카드 이용금액(개인 신용 및 체크 카드) 추이
(단위: 1조 원)



주: 신용카드 이용금액에는 S카드사의 개인카드(신용 및 체크 카드) 유통부문 이용 금액만 포함. 이용금액은 S카드사의 국내 신용카드 점유율을 고려하여 국내 모든 신용카드의 총이용금액 추정치로 변환하였음.

자료: S카드사 내부자료.

수 있다. 온라인 이용금액은 2016년 이후 지속적인 증가 추세를 보이고 있는데, 특히 코로나19가 발생한 2020년에 큰 증가를 보였다. 반면 오프라인 이용금액은 2017년 이후 증가 정도가 약화되었고, 2020년에는 이용 금액이 감소한 것으로 나타났다. 코로나19 발생으로 사회적 거리두기가 시행되면서 오프라인 매장에서의 소비 감소가 오프라인 신용카드 이용금액에도 반영된 것으로 판단된다.

4. 분석모형

지역화폐 판매 확대가 신용카드 이용금액에 끼친 영향을 실증분석하기 위해 식 (5-1)과 같이 이중차분법을 일반화한 패널 고정효과 모형을 설정하였다. 종속변인은 228개 지역별(226개 기초자치단체 및 세종시와 제주

도) 신용카드 이용금액 합계로 2015년 GRDP로 나누어 표준화한 후 백분율로 표시하였다. 또한 중속변인을 오프라인 이용금액과 온라인 이용금액으로 구분하여 지역화폐의 영향이 상이하게 나타나는지 살펴본다. 관심변인인 지역화폐 변수는 제2장에서 정의한 GRDP 비례방식으로 계산한 지역화폐 판매액을 이용하고, 2015년 GRDP로 표준화한 후 백분율로 나타났다. 분석모형에서 지역화폐 판매액 변수는 지역별 신용카드 이용금액 총액에 대해 외생변인으로 가정한다.¹⁸⁾ 또한 지역주민의 신용카드 이용금액은 지역화폐 판매액에 영향을 주지 않는 것으로 가정하였다.

$$\left(\frac{\text{신용카드 이용금액}_{i,t}}{GRDP_{i,2015}} \times 100 \right) = \alpha + \beta \cdot \left(\frac{\text{지역화폐 판매액}_{i,t}}{GRDP_{i,2015}} \times 100 \right) + \delta X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + (t \cdot \theta_i) + \varepsilon_{i,t} \quad (5-1)$$

이 외에 지역주민의 신용카드 소비 성향에 영향을 줄 수 있는 대표적인 특성을 통제변인($X_{i,t}$)에 포함하였다. 신용카드 이용행태, 특히 온라인 소비는 연령과 성별에 따라 차이를 보일 것으로 추측된다. 또한 도시지역에서 새벽배송, 익일배송 등 물류체계가 잘 갖추어져 있어 지역에 따라 온라인 소비에 구조적인 차이가 있을 것으로 예상된다. 이러한 이유에서 지역인구 구조의 특성을 나타내는 65세 이상 인구 비중(%), 여성 비중(%)을 포함하였다. 또한 도시화 정도의 대리변수로 인구밀도(명/km²)를 추가하였다. 지역별 65세 이상 인구 및 여성 비중과 주민등록인구 수 자료는 통계청 KOSIS에서 내려받아 구축하였고, 지역별 면적은 통계청 SGIS의 시군구 쉐이프파일(shapefile)을 이용하여 계산하였다. 이와 함께 지역 고정효과(μ_i)와 연도 고정효과(γ_t)를 통제하였고, 이중차분법의 기본 가정인 공통 추세 가정을 완화하고자 지역별 이질적 추세($t \cdot \theta_i$)를 모형에 반영하였다. 표준오차는 지역별 군집 표준오차를 사용하였다.

코로나19가 발생한 2020년에는 사회적 거리두기가 시행되고 긴급재난 지원금이 지급되는 등 소비활동에 큰 충격이 발생하였다(이승호·홍민기,

18) 지역주민 입장에서 지방자치단체의 지역화폐 발행과 판매액 규모는 주어진 조건이므로, 지역화폐 변수를 외생변인으로 가정한다.

2020). 이를 고려하여 2020년을 제외한 경우(2016~2019년)와 포함한 경우(2016~2020년)로 분석기간을 구분하여 지역화폐가 신용카드 이용금액에 끼친 영향을 살펴본다. <표 5-2>와 <표 5-3>은 분석모형에 포함된 변수들의 기술통계량을 각각 2016~2019년과 2016~2020년에 대해서 계산하여 나타낸다. 표에서 2020년을 포함할 때 지역화폐 판매액의 평균값과 최대값이 더 큰 것을 확인할 수 있다.

<표 5-2> 기술통계(2016~2019년)

(단위: %, 명/km²)

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
전체 신용카드 이용금액	912	14.729	10.586	1.423	65.525
신용카드 오프라인 이용금액	912	10.608	7.693	1.081	47.275
신용카드 온라인 이용금액	912	4.121	2.932	0.342	18.250
지역화폐 판매액	912	0.078	0.255	0.000	3.862
65세 이상 인구 비중	912	19.794	8.028	6.600	39.900
여성 비중	912	49.921	1.315	43.066	52.715
인구밀도	912	3,845	6,055	19.351	26,764

주: 신용카드 이용금액과 지역화폐 판매액은 2015년 GRDP로 표준화함.

자료: S카드사 내부자료, 강창희 외(2021), 행정안전부 내부자료, 통계청 KOSIS.

<표 5-3> 기술통계(2016~2020년)

(단위: %, 명/km²)

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
전체 신용카드 이용금액	1,140	15.171	10.899	1.423	70.190
신용카드 오프라인 이용금액	1,140	10.657	7.680	1.081	47.275
신용카드 온라인 이용금액	1,140	4.514	3.348	0.342	23.854
지역화폐 판매액	1,140	0.266	0.615	0.000	6.345
65세 이상 인구 비중	1,140	20.258	8.163	6.600	41.500
여성 비중	1,140	49.921	1.328	43.066	52.910
인구밀도	1,140	3,832	6,030	19.351	26,764

주·자료: <표 5-2>와 동일함.

제3절 분석결과

1. 2016~2019년 기간 분석결과(코로나 시기 제외)

먼저 2016~2019년을 분석기간으로 설정한 패널 고정효과 모형의 분석 결과를 살펴본다. <표 5-4>는 전체 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우이다. 모형 1은 지역 및 연도 고정효과만을 통제한 추정결과로, 지역화폐 판매액이 늘어날 때 지역주민의 신용카드 이용금액은 감소하는 경향을 보이거나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 2에서는 평행추세 가정을 완화하여 지역별 이질적 추세를 추가로 모형에 포함하였다. 이 경우, GRDP에 대비하여 지역화폐가 0.1%p 증가할 때 신용카드 이용금액은 0.038%p 감소한 것으로 나타났으며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 모형 3에서 지역특성을 추가로 통제하였을 때, 지역화폐가 0.1%p 증

<표 5-4> 분석결과(신용카드 이용금액: 전체, 2016~2019년)

종속변인	모형 1		모형 2		모형 3	
	신용카드 이용금액(전체)		신용카드 이용금액(전체)		신용카드 이용금액(전체)	
	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)	추정치	(표준 오차)
지역화폐 판매액	-0.105	(0.117)	-0.380***	(0.129)	-0.347***	(0.115)
65세 이상 비중					-0.040	(0.154)
여성 비중					-0.179	(0.357)
인구밀도					0.002***	(0.001)
상수항	13.265***	(0.074)	195.175***	(15.017)	42.544	(124.215)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제		통제	
관측치	912		912		912	
Adjusted R ²	0.600		0.926		0.930	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 4년(2016~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

가할 때 신용카드 이용금액은 0.0347%p 감소한 것으로 나타났다. 모형 2 보다는 추정치가 다소 작아졌지만 통계적으로 유의한 부(-)의 효과는 동일하게 나타났다. 모형 3의 추정결과를 금액으로 해석하면, 지역화폐 판매액이 100만 원 증가할 때, 신용카드 이용금액은 34.7만 원 감소한 것으로 볼 수 있다. 통제변인 중에서는 인구밀도만이 통계적으로 유의한 정(+)의 효과를 보였다. 이를 통해 도시화 정도가 높은 지역에서 신용카드 이용금액이 더 많아지는 경향을 확인할 수 있다.

<표 5-5>는 오프라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우를 나타낸다. 모형 4에서 지역 및 연도 고정효과만을 통제한 경우, 지역화폐 판매액이 0.1%p 증가할 때 오프라인 신용카드 이용금액은 0.0172%p 감소한 것으로 나타났고 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 모형 5에서 지역별 이질적 추세를 고려할 경우, 지역화폐 판매액이 0.1%p 증가할 때 오프라인 신용카드 이용금액은 0.0338%p 감소한 것으로 추정되어 모형 4의 경우보다 추정치 절대값의 크기가 커졌다. 모형 6에서 지역특성을 추가로 통제하였을 때, 추정치의 크기는 모형 5보다 다소 작아졌지만 부(-)의 효과는 강건하게 확인되었다. 추정결과를 금액으로 해석하면, 지역

<표 5-5> 분석결과(신용카드 이용금액: 오프라인, 2016~2019년)

종속변인	모형 4		모형 5		모형 6	
	신용카드 이용금액(오프라인)		신용카드 이용금액(오프라인)		신용카드 이용금액(오프라인)	
	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)
지역화폐 판매액	-0.172**	(0.067)	-0.338***	(0.124)	-0.313***	(0.115)
65세 이상 비중					0.071	(0.115)
여성 비중					-0.253	(0.299)
인구밀도					0.001**	(0.001)
상수항	9.834***	(0.042)	402.806***	(14.480)	382.617***	(95.315)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제		통제	
관측치	912		912		912	
Adjusted R ²	0.521		0.850		0.855	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 4년(2016~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

화폐 판매액이 100만 원 증가할 때, 지역주민의 오프라인 신용카드 이용 금액은 31.3만 원 감소한 것으로 나타났다. 전체 신용카드 이용금액을 분석한 모형 3의 추정치(-34.7만 원)보다 크기는 다소 작으나, 약 30만 원 수준의 유사한 감소 규모를 확인할 수 있다.

<표 5-6>은 온라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우이다. 모형 7에서 지역 및 연도 고정효과만을 통제했을 때, 지역화폐 변수는 정(+)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 8에서 지역별 이질적 추세를 포함한 경우, 지역화폐 변수는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 9에서 지역특성을 추가로 통제한 경우에도 지역화폐 변수는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

2016~2019년의 분석결과를 요약하면, 지역화폐 판매액의 증가는 지역주민의 전체 신용카드 이용금액 및 오프라인 신용카드 이용금액을 감소시킨 것으로 확인된다. 그러나 온라인 신용카드 이용금액에 대한 유의한

<표 5-6> 분석결과(신용카드 이용금액: 온라인, 2016~2019년)

종속변인	모형 7		모형 8		모형 9	
	신용카드 이용금액(온라인)		신용카드 이용금액(온라인)		신용카드 이용금액(온라인)	
	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)
지역화폐 판매액	0.067	(0.087)	-0.042	(0.027)	-0.034	(0.027)
65세 이상 비중					-0.111*	(0.062)
여성 비중					0.074	(0.119)
인구밀도					0.001**	(0.000)
상수항	3.431***	(0.035)	-207.632***	(3.181)	-340.073***	(49.926)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제		통제	
관측치	912		912		912	
Adjusted R ²	0.622		0.953		0.955	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 4년(2016~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

영향은 발견되지 않았다. 지역화폐가 지역상권의 오프라인 매장에서 주로 사용된다는 점을 고려할 때, 온라인 신용카드 사용의 대체보다는 오프라인 신용카드 사용을 대체하는 효과가 더 큰 것으로 추측된다.

2. 2016~2020년 기간 분석결과(코로나 시기 포함)

코로나19가 발생한 2020년을 포함하여 분석기간을 2016~2020년으로 설정한 경우의 추정결과는 <표 5-7>~<표 5-9>에 제시된다. 2020년에는 코로나19 발생으로 사회적 거리두기가 시행되면서 대면서비스 관련 업종을 중심으로 매출액이 크게 감소하였다. 또한 가계소득 역시 상당한 감소를 보였다(이승호·홍민기, 2020). 이에 대응하여 정부는 가계소득 지원과 소비 진작을 위해 긴급재난지원금을 지급하였고, 제2장의 <표 2-1>에서 확인하였듯이 지역화폐 발행을 위한 국비 지원도 크게 늘었다. 사회적 거리두기 시행으로 오프라인 신용카드 이용금액은 감소한 반면, 온라인 신용카드 이용금액은 증가하였다(그림 5-1). 그러나 긴급재난지원금 지급으로 오프라인 신용카드 이용액 감소가 다소 약화되었을 것으로 추측된다. 이처럼 2020년에는 사회적 거리두기 시행, 긴급재난지원금 지급, 지역화폐 발행 확대가 동시에 이루어졌기에 지역화폐 영향에 대한 분석결과 해석에서 주의가 필요하다.

<표 5-7>은 전체 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우의 추정결과이다. 모형 10은 지역 및 연도 고정효과를 통제한 경우로, 지역화폐는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 11에서 지역별 이질적 추세를 포함하였을 때, 지역화폐 판매액 0.1%p 증가는 지역주민의 신용카드 이용금액을 0.0155%p 감소시키는 것으로 나타났고 통계적으로 유의하였다. 모형 12에서 지역특성을 추가로 통제하였을 때, 지역화폐 판매액이 100만 원 증가할 때 신용카드 이용금액은 14.2만 원 감소한 것으로 나타났다. 분석기간을 2016~2019년으로 설정한 모형 3(-34.7만 원)에 비해 추정치 크기가 작은 것을 확인할 수 있다. 지역특성 변인 중에서는 65세 이상 비중이 높을수록 신용카드 이용금액이 감소하고, 인구밀도가 높을수록 늘어나는 경향을 발견할 수 있다.

〈표 5-7〉 분석결과(신용카드 이용금액 : 전체, 2016~2020년)

종속변인	모형 10		모형 11		모형 12	
	신용카드 이용금액(전체)		신용카드 이용금액(전체)		신용카드 이용금액(전체)	
	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)
지역화폐 판매액	-0.144	(0.092)	-0.155***	(0.053)	-0.142***	(0.048)
65세 이상 비중					-0.263***	(0.099)
여성 비중					0.080	(0.216)
인구밀도					0.002***	(0.000)
상수항	13.266***	(0.096)	226.685***	(22.532)	-92.887	(79.490)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제		통제	
관측치	1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.613		0.956		0.960	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 5년(2016~2020년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 5-8〉 분석결과(신용카드 이용금액 : 오프라인, 2016~2020년)

종속변인	모형 13		모형 14		모형 15	
	신용카드 이용금액(오프라인)		신용카드 이용금액(오프라인)		신용카드 이용금액(오프라인)	
	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)
지역화폐 판매액	-0.097**	(0.046)	-0.085	(0.066)	-0.082	(0.064)
65세 이상 비중					0.303***	(0.116)
여성 비중					-0.481**	(0.233)
인구밀도					0.001***	(0.000)
상수항	9.832***	(0.048)	304.133***	(28.059)	491.724***	(97.004)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제		통제	
관측치	1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.426		0.789		0.803	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 5년(2016~2020년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 5-8〉은 오프라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우의 추정결과이다. 모형 13에서 지역 및 연도 고정효과를 통제하였을 때,

지역화폐는 통계적으로 유의한 부(-)의 효과를 보였다. 그러나 모형 14에서 지역별 이질적 추세를 포함하였을 때, 지역화폐는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 15에서 지역특성을 추가로 통제하였을 때도 지역화폐는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 지역특성 변수 중에서 65세 이상 비중과 인구밀도가 정(+)의 효과, 여성 비중은 부(-)의 효과를 보였다.

<표 5-9>는 온라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우의 추정결과이다. 모형 16에서 지역 및 연도 고정효과를 통제하였을 때, 지역화폐는 부(-)의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 17에서 지역별 이질적 추세를 포함한 경우에도 지역화폐는 부(-)의 효과를 나타냈지만 유의하지 않았다. 모형 18에서 지역특성을 추가로 통제한 경우에도 지역화폐의 부(-)의 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 지역특성 변수 중에서 65세 이상 비중은 부(-)의 효과, 여성 비중은 정(+)의 효과를 보여 인구구조가 고령화되고 남성 비중이 커질수록 온라인 신용카드 이용금액이 감소하는 경향을 확인할 수 있다. 이는 앞서 살펴본 모형 15의 오프라인 신용카드 이용금액 경우와 상반된 결과이다.

<표 5-9> 분석결과(신용카드 이용금액 : 온라인, 2016~2020년)

종속변인	모형 16		모형 17		모형 18	
	신용카드 이용금액(온라인)		신용카드 이용금액(온라인)		신용카드 이용금액(온라인)	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차	추정치	표준오차
지역화폐 판매액	-0.047	(0.089)	-0.070	(0.051)	-0.059	(0.048)
65세 이상 비중					-0.566***	(0.084)
여성 비중					0.561***	(0.205)
인구밀도					0.000	(0.000)
상수항	3.434***	(0.054)	-77.448***	(21.464)	-584.611***	(76.380)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)			통제		통제	
관측치	1,140		1,140		1,140	
Adjusted R ²	0.633		0.946		0.952	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 5년(2016~2020년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

2016~2020년의 분석결과를 요약하면, 지역화폐 판매 증가로 전체 신용카드 이용금액의 유의한 감소를 확인할 수 있다. 그러나 분석기간에서 2020년을 제외한 경우에 비해서 감소 정도가 작게 추정되었다. 신용카드 이용금액을 오프라인과 온라인으로 구분하였을 때, 지역화폐는 부(-)의 효과를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 제2장에서 살펴보았듯이 2020년에는 지역화폐 판매가 크게 증가하였고(그림 2-1), 긴급재난지원금이 오프라인 신용카드 또는 지역화폐를 통해 사용되었다. 이러한 시기적 특징으로 2016~2019년 분석결과와 다르게 오프라인 신용카드 이용금액에 대한 지역화폐의 유의한 영향이 나타나지 않은 것으로 판단된다.

3. 분석기간을 2018년 이후로 한정할 경우

자료의 한계로 온라인 신용카드 이용금액의 경우 2016~2017년 기간에는 업종 구분이 불가능하였다. 이로 인해 지역 상권의 소매업 및 음식료품 소비와 관련성이 낮은 ‘교육/학원’, ‘온라인 콘텐츠’, ‘항공/여행’ 업종이 온라인 신용카드 이용금액에 포함되었다. 이러한 업종을 제외한 경우에도 앞서 살펴본 지역화폐의 영향이 유사하게 나타나는지를 확인하고자, 분석기간을 2018년 이후로 한정하여 추가 분석을 시행하였다.

<표 5-10>은 분석기간을 2018~2020년으로 설정하고 지역 및 연도 고정효과와 지역별 이질적 추세, 지역특성을 통제한 분석결과를 나타낸다. 모형 19는 종속변인을 전체 신용카드 이용금액으로 설정한 경우로, 지역화폐의 통계적으로 유의한 부(-)의 효과를 발견할 수 있다. 모형 20에서 오프라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우에도 지역화폐의 유의한 부(-)의 영향이 발견되었다. 그러나 모형 21에서 온라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우에는 지역화폐의 부(-)의 영향이 통계적으로 유의하지 않았다.

코로나19가 발생한 2020년을 제외하고 분석기간을 2018~2019년으로 설정한 경우는 <표 5-11>에 제시된다. 이 경우 분석기간이 2년으로 너무 짧아 발생하는 다중공선성 문제를 고려하여, 지역 고정효과와 2019년 더미 변수, 지역특성만을 통제하고 지역별 이질적 추세는 모형에 반영하지

〈표 5-10〉 분석결과(2018~2020년)

종속변인	모형 19		모형 20		모형 21	
	신용카드 이용금액(전체)		신용카드 이용금액(오프라인)		신용카드 이용금액(온라인)	
	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)
지역화폐 판매액	-0.188***	(0.046)	-0.121**	(0.052)	-0.066	(0.047)
65세 이상 비중	-0.960***	(0.188)	-0.265	(0.177)	-0.695***	(0.118)
여성 비중	0.617*	(0.323)	-0.099	(0.212)	0.716**	(0.297)
인구밀도	0.001	(0.001)	0.001***	(0.000)	-0.000	(0.001)
상수항	-667.845***	(176.887)	-301.519**	(149.317)	-366.326***	(123.383)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
연도 고정효과	통제		통제		통제	
지역별 추세 (연도×지역 더미)	통제		통제		통제	
관측치	684		684		684	
Adjusted R ²	0.978		0.866		0.978	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 3년(2018~2020년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

〈표 5-11〉 분석결과(2018~2019년)

종속변인	모형 22		모형 23		모형 24	
	신용카드 이용금액(전체)		신용카드 이용금액(오프라인)		신용카드 이용금액(온라인)	
	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)	추정치	(표준오차)
지역화폐 판매액	-0.233***	(0.058)	-0.236***	(0.058)	0.003	(0.060)
65세 이상 비중	-0.689***	(0.094)	-0.220***	(0.057)	-0.470***	(0.082)
여성 비중	1.124***	(0.286)	-0.048	(0.157)	1.172***	(0.234)
인구밀도	0.001**	(0.000)	0.001***	(0.000)	-0.001	(0.000)
상수항	-30.303**	(14.669)	12.564	(8.290)	-42.867***	(12.205)
2019년 연도 더미	1.386***	(0.109)	0.379***	(0.058)	1.007***	(0.088)
지역 고정효과	통제		통제		통제	
관측치	456		456		456	
Adjusted R ²	0.656		0.358		0.685	

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 분석대상은 228개 지역, 분석기간은 2년(2018~2019년). 표준오차는 지역별 군집 표준오차로 계산함.

자료: 저자 작성.

않았다. 모형 22에서 전체 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우, 지역화폐의 유의한 부(-)의 효과를 발견할 수 있다. 모형 23에서 오프라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우에도 지역화폐의 유

의한 부(-)의 영향을 확인할 수 있다. 반면 모형 24에서 온라인 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정한 경우에는 지역화폐의 정(+)의 효과가 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다.

분석기간을 2018년 이후로 한정된 경우의 분석결과를 요약하면, 전체 및 오프라인 신용카드 이용금액에 대한 지역화폐의 부(-)의 효과를 발견할 수 있었다. 추정치의 크기에 차이는 있으나, 이 결과는 2016~2019년의 분석결과와 질적으로 유사하다.

제4절 소 결

1. 분석결과 요약

제5장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 신용카드 이용금액에 끼친 영향을 이중차분법을 일반화한 패널 고정효과 모형으로 분석하였다. 실증분석을 위해 S카드사에서 제공받은 지역-업종별 신용카드 이용금액 자료를 집계하여 지역별 전체 신용카드 이용금액을 종속변인으로 설정하였다. 또한 오프라인 및 온라인 신용카드 이용금액을 구분하여 종속변인을 추가로 설정하였다. 처치변수인 지역화폐 판매액에는 제2장에서 정의한 GRDP 비례방식 변수를 사용하였다. 종속변인과 처치변수 모두 2015년 GRDP로 표준화한 후 사용하였다. 분석모형에는 지역 및 연도 고정효과를 통제하고 평행 추세 가정을 완화하고자 지역별 이질적 추세를 포함하였다. 이와 함께 65세 이상 인구 비중, 여성 비중, 인구밀도를 통제변인으로 모형에 포함하였다.

분석기간을 2016~2019년으로 설정하여 분석하였을 때, 평균적으로 지역화폐 판매액 100만 원 증가는 지역주민의 전체 신용카드 이용금액을 34.7만 원 감소시킨 것으로 추정되었다. 종속변인을 오프라인 신용카드 이용금액으로 설정한 경우에는 31.3만 원 감소한 것으로 나타났다. 그러나 온라인 신용카드 이용금액에 대한 지역화폐의 영향은 부(-)의 방향을

보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 분석기간을 2016~2020년으로 설정한 경우, 지역화폐 판매액 100만 원 증가는 지역주민의 전체 신용카드 이용금액을 14.2만 원 감소시킨 것으로 추정되었다. 오프라인 및 온라인 신용카드 이용금액에 대한 영향은 부(-)의 방향을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

2020년은 코로나19 발생에 따라 긴급재난지원금이 지급되고 지역화폐 발행이 확대된 특수한 기간이다. 특히 긴급재난지원금은 신용카드뿐만 아니라 지역화폐를 통해서 사용할 수 있었다. 따라서 2016~2020년 분석 결과는 참고로만 활용하고, 지역주민의 신용카드 이용금액에 대한 지역화폐의 영향은 2016~2019년 분석결과를 중심으로 해석하는 것이 적절하겠다.

2. 시사점

지역주민은 소비를 위해서 현금, 신용카드 또는 지역화폐를 결제수단으로 이용할 수 있다. 지역화폐의 경우, 구매 시 할인을 받거나 사용에 따라 캐시백을 받을 수 있기에 지역주민은 지역화폐를 결제수단으로 선호할 유인이 있다. 본 연구의 실증분석을 통해서 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 신용카드 이용을 줄이는 효과가 있음을 확인할 수 있었다. 이상의 분석 결과는 지역화폐 사용과 지역주민의 소비행태에 대한 시사점을 제공한다.

첫째, 결제수단으로서 지역화폐의 신용카드 사용 대체는 주로 오프라인 소비에서 나타나며, 온라인 소비에 대한 대체효과는 크지 않다. 본 연구의 실증분석 결과는 지역화폐가 주로 오프라인 신용카드 이용만을 대체한 특징을 보여준다. 이러한 대체효과의 차이는 오프라인과 온라인을 통해서 주로 구매하는 상품의 종류와 소비의 즉시성의 차이에 기인한 것으로 판단된다. 지역화폐는 주로 판매 오프라인 매장에서만 사용이 가능하기 때문에 오프라인 신용카드 사용과 유사하게 소비하는 상품이 소량이거나 즉시 소비가 가능한 경우가 많을 것으로 추측된다. 반면 온라인을 통한 소비는 상품의 품질이 균일하여 낮은 가격이 중요하거나 즉시 소비가 요구되지 않는 경우가 많은 것으로 생각된다. 오프라인 소비시장과 온

라인 소비시장에서 소비되는 상품의 종류가 상이하고, 지역화폐 사용의 지리적 제약으로 신용카드 사용 대체는 주로 오프라인 소비에서 나타난 것으로 판단된다.

둘째, 지역화폐를 이용한 소비가 소매업 및 음식점업뿐만 아니라 다른 업종에서도 발생하고 있음을 고려할 필요가 있다. 실증분석 결과에서 평균적으로 지역화폐 판매가 100만 원 증가할 때 전체 신용카드 이용금액은 약 35만 원 감소한 것으로 나타났다. 지역주민이 동일한 소비수준을 유지한다고 가정할 때, 지역화폐의 신용카드 이용 대체는 약 35%로 비교적 낮은 수준이라 판단된다. 이처럼 낮은 결제 대체율에는 몇 가지 이유가 있을 수 있다. 우선 지역화폐 판매액 전체가 당해에 소비되지 않아 실제 지역화폐 이용금액은 100만 원 미만이고 신용카드 이용금액 대체가 약 35만 원 수준일 수 있다. 또한 지역화폐 할인판매로 가처분소득이 늘어나는 효과 때문일 수 있다. 지역화폐 100만 원을 할인받아 90만 원에 구매하여 사용할 경우, 지역화폐로 100만 원의 소비를 하면서 10만 원의 신용카드 이용은 유지할 수 있다. 이 외에도 지역화폐 판매액이 신용카드 사용뿐만 아니라 현금 사용을 대체하기 때문일 수 있다.

이와 함께 고려해야 할 점은 지역화폐로 소비하는 업종이 다양할 수 있다는 점이다. 제3장의 실증분석에서 지역화폐가 소매업 및 음식점업의 매출액에 유의한 영향이 없었다는 결과를 발견하였다. 소매업 및 음식점업의 매출액에 변동없는 상황에서 관련된 신용카드 이용금액이 35만 원 감소하고 지역화폐 이용금액이 100만 원 늘었다면, 65만 원은 다른 업종에서 사용된 것이라 유추할 수 있다. 지역화폐 사용에는 지리적 제약과 함께 업종 제한이 있다. 제한업종에는 백화점, 대형마트, 프랜차이즈 음식점 등이 포함되나 병원, 학원 등 다른 업종이 포함되지 않는 경우가 많다. 지역화폐가 소매업 및 음식점업 이외 업종에서도 상당히 사용되었다면, 지역 소매업 및 음식점업의 매출액에 유의한 변화를 야기하지 않으면서 유통업 관련 오프라인 신용카드 사용의 일부만을 줄일 수 있겠다. 이러한 점을 고려할 때, 지역화폐의 지역경제 효과에 대한 논의를 위해서는 지역화폐를 사용하는 지역주민의 소비행태, 특히 사용처의 업종 분포에 대한 검토가 선행될 필요가 있겠다.

제 6 장

결론 : 분석결과 요약 및 정책적 시사점

제1절 주요 분석결과 요약

본 연구에서는 지역경제 활성화와 소상공인 지원 방안으로 최근 도입이 크게 확대된 지역사랑상품권(이하, 지역화폐)이 지역경제에 끼친 영향을 소상공인 비중이 큰 소매업과 음식점업을 중심으로 살펴보았다.

사용 지역과 업종을 제한하는 지역화폐는 액면가의 일정 비율을 할인 판매하거나 캐시백 제공을 통해 사용자의 가처분소득을 늘리는 효과를 가진다. 만약 지역화폐를 결제수단으로 사용하는 지역주민이 지역화폐 사용으로 발생한 추가 가처분소득을 지역 상권에서 소비한다면, 지역 상권의 매출액이 증가하고 궁극적으로 지역고용이 증가할 것으로 기대된다. 즉, 지역화폐 판매 확대가 지역경제에 끼치는 영향은 ‘지역화폐 판매 확대 → 지역주민이 결제수단으로서 지역화폐를 사용 → 추가 가처분소득 발생 → 지역주민의 소비 증가 → 지역 상권 매출액 증가 → 지역 상권 고용 증가’의 기제로 발생할 수 있다.

이러한 고용영향 경로를 고려하여, 본 연구에서는 지역화폐 판매 확대가 궁극적으로 지역고용을 증가시켰는지를 확인하기 위해서 실증분석을 세 단계로 나누어 시행하였다. 첫 단계에서는 우선 실증분석을 위해 수집한 지역화폐 자료의 특징을 살펴보고, 이를 바탕으로 분석모형 설정 시

고려할 사항과 연구결과의 해석에서 유의할 점을 확인하였다. 두 번째 단계는 판매자 측면에서, 지역화폐 판매 확대가 지역별로 집계된 소매업과 음식점업의 매출액과 고용에 끼친 영향을 실증분석하였다. 그러나 지역화폐가 소매업과 음식점업의 매출액과 고용에 영향을 끼쳤다는 뚜렷한 분석결과는 발견되지 않았다. 이 결과는 지역화폐 자료의 측정오차에서 기인할 수도 있지만, 지역주민의 결제수단 선택과 소비행태와 관련될 수 있다. 이를 확인하기 위해서 세 번째 단계에서는 소비자 측면에서, 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 오프라인 소비와 온라인 소비에 끼친 영향을 신용카드 이용금액을 이용하여 분석하였다. 각 단계별 세부적인 설명과 주요 분석결과는 다음과 같다.

1. 지역화폐 자료의 특징 : 측정오차(measurement errors)와 아센펠터의 일시적 감소(Ashenfelter's dip)

제2장에서는 지역화폐 판매 결정요인 분석을 통해서 어떠한 지역 특성이 주요 결정요인이며, 국비 지원이 시작된 2018년 이후 지역화폐가 얼마나 늘어났는지를 살펴봄으로써 자료의 특징을 확인하였다.

지역화폐는 기초자치단체 또는 광역자치단체가 자율적으로 발행하며, 지류(紙類), 카드형, 모바일형 등 유형이 다양하다. 발행 주체와 유형이 다양한 지역화폐의 특징은 발행 및 판매 현황의 정확한 파악 측면에서는 어려움으로 작용한다. 지역화폐 관련 주무부처인 행정안전부는 2019년 이후 지자체별 지역화폐 판매액을 집계하고 있지만 지역화폐 유형별 집계는 이루어지지 않고 있다. 2017년 이전 기간의 경우, 국비 지원이 없었기 때문에 지자체별 지역화폐 발행액 및 판매액은 중앙정부에서 조사하지 않았다.

가용 자료의 한계로 본 연구에서는 강창희 외(2020)가 조사한 2010~2018년 지역화폐 발행액과 행정안전부의 2019~2020년 지역화폐 판매액을 연계하고, 발행액을 판매액으로 간주하여 분석자료를 구성하였다. 이 과정에서 광역자치단체의 지역화폐 판매액은 GRDP 비중에 비례하여 기초자치단체에 할당하였다. 228개 지역(226개 기초자치단체와 세종시 및

제주도)의 지역화폐 판매액은 GRDP 대비 비중(%)으로 표준화하여 실증 분석에 사용하였다. 2015년 이후 온라인 쇼핑이 급증하고 소매업 매출 비중에 구조적 변화 추세가 나타났음을 고려하여 분석기간은 2015~2020년으로 설정하였다. 본 연구에서 구축한 지역화폐 패널자료는 전국의 모든 지자체를 포함하면서 분석기간을 2020년까지 확장하여 자료의 공간적 범위와 최신성 측면에서 선행연구보다 장점을 가진다.

구축된 지역 패널자료를 이용하여 어떠한 지역 특성이 지역화폐 판매액의 주요 결정요인인지를 패널 고정효과 모형과 1계 차분모형으로 추정하였다. 분석모형에 관계없이 지역 인구가 감소할수록, 경제활동참가율이 높을수록 GRDP 대비 지역화폐 판매액이 늘어나는 경향이 발견되었다. 또한 국비 지원이 시작된 2018년 이후에 지역화폐 판매액이 평균적으로 GRDP 대비 0.036%p 증가한 점을 확인할 수 있었다(1계 차분모형 기준).

지역화폐 자료 구축의 어려움과 본 연구의 실증분석 결과를 종합적으로 고려하여, 지역 상권의 매출액과 고용 등 지역경제 변수에 대한 지역화폐 영향 분석과 해석에서 유의할 점을 다음과 같이 도출하였다.

첫째, 정확한 지역화폐 자료의 구축이 어려운 점은 실증분석에서 측정오차(measurement errors)가 심각할 수 있고, 이 경우 실제로는 지역화폐가 지역경제에 유의한 긍정 또는 부정적인 영향이 있더라도 추정결과에서는 효과가 없는 것으로 나타날 수 있다(attenuation bias, 회석 편의). 따라서 조사된 지역화폐 발행액 또는 판매액에 측정오차가 있다고 의심될 경우, 측정오차의 정도를 정확히 알 수 없다면 분석결과에서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향이 통계적으로 유의하지 않다고 해서 실제 효과가 없다고 확인하는 데 주의가 필요하다.

둘째, 매출액 등 지역경제 변수의 추세와 지역화폐 판매의 추세 간 관계를 고려할 필요가 있다. 지역화폐 판매 결정요인 분석에서 지역 인구가 감소할 때 지역화폐 판매액이 증가하는 경향을 발견하였다. 인구가 감소하는 지역은 소비 수요가 축소되어 지역 상권의 경기 침체가 지속될 수 있고, 해당 지자체는 지역경제 활성화를 위해서 지역화폐를 도입하거나 발행액을 늘리려 할 수 있다. 이러한 경우에 지역의 인구 감소 추세를 적절히 고려하지 못하면 지역화폐가 소매업 매출액 등 지역경제에 끼친 영

향이 실제보다 작게 추정되거나 오히려 부(-)의 분석결과가 나타날 수 있다. 이러한 현상은 교육훈련 프로그램 효과 분석에서 빈번히 언급되는 ‘아센펠터의 일시적 감소(Ashenfelter’s dip)’와 유사하다. 따라서 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 분석할 때, 지역화폐가 도입된 지역에서 지역경제 변수가 보이는 이질적인 추세를 통제하거나, 적절한 도구변수를 이용하는 등 보다 강건한 추정방법이 필요할 수 있다.

셋째, 국비 지원 확대를 외생적 변이(variation)로 활용하여 지역화폐가 지역경제에 끼친 영향을 분석하는 방안을 고려할 수 있겠다. 지역화폐 판매 결정요인 분석에서 국비 지원이 시작된 2018년 이후 지역화폐 판매가 평균적으로 증가한 점을 확인하였다. 지역화폐는 2017년까지 지자체가 자체 재원을 이용하여 자율적으로 발행했다. 2018년 이후 중앙정부가 지역화폐 발행 지원을 크게 확대하였는데, 지역화폐 발행을 희망했으나 재원 부족으로 시행하지 못했던 지자체는 중앙정부 지원으로 지역화폐 도입이 가능했을 수 있다. 이러한 점을 고려하여 중앙정부 지원 확대라는 외생적 변이를 도구변수법에 활용해볼 수 있겠다.

2. 판매자 측면 분석 : 소매업과 음식점업 매출액 및 고용에 대한 영향

제3장과 제4장에서는 지역화폐 변수의 특징을 고려하여 두 가지 분석 모형을 병행하여 지역화폐 영향을 추정하였다. 먼저 지역별 매출액 및 고용에 공통 추세 가정이 성립하지 않을 수 있음을 고려하여, 지역별 이질적 추세를 통제한 패널 고정효과 모형을 추정하였다. 분석지역은 228개 지역, 분석기간은 온라인 쇼핑이 확대된 2015년부터 매출액 및 취업자 자료가 가용한 2019년까지로 설정하였다. 다음으로 지역 매출액 또는 고용에 영향을 끼칠 수 있는 미관측 특성이 지역화폐 변수와 높은 상관관계가 있음을 고려하여, 2018년 이후 국비 지원 확대를 외생적 변이로 간주한 도구변수 추정을 시행하였다. 국비 지원 시작 전인 2017년과 국비 지원이 크게 확대된 2019년 두 기간의 매출액 또는 취업자에 대한 차분식을 설정하여 228개 지역의 횡단면 추정식을 구성하였다. 도구변수는 2010~2017

년까지 지역화폐 발행이 없었으며, 2018년 또는 2019년에 지역화폐를 발행한 기초자치단체 또는 광역자치단체에 소속된 기초자치단체가 1의 값을 갖는 더미 변수로 정의하였다.

제3장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역 매출액에 끼친 영향을 소매업과 음식점 및 주점업을 대상으로 분석하였다. 실증분석을 위한 매출액 자료로 통계청 통계데이터센터의 기업통계등록부 DB를 이용하였다. 패널 고정효과 모형 분석결과에서 소매업과 음식점 및 주점업의 경우 모두 소상공인 여부와 지역화폐 사용 가능 업종 여부에 상관없이 지역화폐가 매출액에 끼친 유의한 영향은 발견되지 않았다. 도구변수법을 이용한 분석에서도 지역화폐의 유의한 영향은 발견되지 않았다.

제4장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역의 소매업과 음식점 및 주점업의 고용에 끼친 영향을 분석하였다. 실증분석의 종속변수로 사용된 지역별 근로자 수는 통계청 MDIS의 원격접근시스템에서 전국사업체조사 미시자료를 이용하여 구축하였다. 구축된 자료를 이용하여 고정효과 모형으로 추정했을 때, 소매업 전체 사업체와 소상공인 사업체를 대상으로 분석한 결과에서는 근로자의 분석 범위와 관계없이 통계적으로 유의한 효과가 발견되지 않았다. 음식점 및 주점업 사업체를 분석대상으로 할 때도 유의한 효과가 없었다.

도구변수법을 적용하여 지역화폐가 소매업 사업체 고용에 미친 영향을 추정하였을 때는 통계적으로 유의한 영향이 발견되지 않았다. 반면 음식점 및 주점업 사업체의 전체 근로자(소상공인 사업체의 경우) 및 비임금 근로자(전체 및 소상공인 사업체의 경우)에 대해서는 유의한 정(+)의 효과가 발견되었다. 그러나 10% 수준에서만 통계적으로 유의하여, 이 결과를 명확한 고용효과로 해석하기에는 한계가 있다.

3. 소비자 측면 분석 : 지역주민의 결제수단 선택과 소비행태에 대한 추론

지역주민은 소비를 위해서 현금, 신용카드 또는 지역화폐를 결제수단으로 이용할 수 있다. 지역화폐의 경우, 액면가보다 할인된 가격으로 구

매하여 사용하거나, 사용 후 캐시백을 받을 수 있기에 지역주민은 지역화폐를 결제수단으로 선호할 유인이 있다. 제5장에서는 지역화폐 판매 확대가 지역주민의 결제수단 선택 중 하나인 신용카드 이용에 끼친 영향을 패널 고정효과 모형으로 분석하였다.

실증분석을 위해 S카드사에서 제공받은 지역-업종별 유통부문(주요 소매업 및 음식점업을 포함) 신용카드 이용금액 자료로 지역별 전체 신용카드와 오프라인 및 온라인 신용카드 이용금액을 구분하여 종속변인을 설정하였다. 처치변수인 지역화폐 판매액에는 제2장에서 정의한 GRDP 비례 방식 변수를 사용하였고, 신용카드 이용금액에 대해 외생변인으로 가정하였다. 분석모형에는 지역 및 연도 고정효과와 함께 지역별 이질적 추세를 포함하였다. 또한 65세 이상 인구 비중, 여성 비중, 인구밀도를 통제변인으로 포함하였다.

코로나19가 발생한 2020년을 제외하고 분석기간을 2016~2019년으로 설정하여 분석하였을 때, 평균적으로 지역화폐 판매액 100만 원 증가는 지역주민의 전체 신용카드 이용금액을 약 35만 원 감소시킨 것으로 추정되었다. 종속변인을 오프라인 신용카드 이용금액으로 설정한 경우에는 약 31만 원 감소한 것으로 나타났다. 그러나 온라인 신용카드 이용금액에 대한 영향은 부(-)의 방향을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

이상의 분석결과에서 도출한 지역화폐 사용과 지역주민의 소비행태에 대한 시사점은 다음과 같다.

첫째, 결제수단으로서 지역화폐의 신용카드 사용 대체는 주로 오프라인 소비에서 나타나며, 온라인 소비에 대한 대체효과는 크지 않다. 본 연구의 실증분석 결과는 지역화폐가 주로 오프라인 신용카드 이용만을 대체한 특징을 보여준다. 이러한 대체효과의 차이는 오프라인과 온라인을 통해서 주로 구매하는 상품의 종류와 소비의 즉시성 차이에 기인한 것으로 추측된다. 오프라인 소비시장과 온라인 소비시장에서 소비되는 상품의 종류가 상이하고, 지역화폐 사용의 지리적 제약으로 신용카드 사용 대체는 주로 오프라인 소비에서 나타난 것으로 판단된다.

둘째, 지역화폐를 이용한 소비가 소매업 및 음식점업뿐만 아니라 다른 업종에서도 발생하고 있음을 고려할 필요가 있다. 분석결과를 단순화하

면, 소매업 및 음식점업의 매출액에 변동이 없을 때 신용카드 이용금액이 35만 원 감소하고 지역화폐 이용금액이 100만 원 늘었다면, 지역화폐 35만 원은 결제수단의 대체이고, 나머지 65만 원은 다른 업종에서 사용된 것이라 유추할 수 있다. 지역화폐 사용에는 지리적 제약과 함께 업종 제한이 있다. 제한업종에는 백화점, 대형마트, 프랜차이즈 음식점 등이 포함되나 병원, 학원 등은 포함되지 않는 경우가 많다. 지역화폐가 소매업 및 음식점업 이외 업종에서도 사용되었다면, 지역 소매업 및 음식점업의 매출액에 유의한 변화를 야기하지 않으면서 유통업 관련 오프라인 신용카드 사용의 일부만을 줄일 수 있겠다. 이러한 점을 고려할 때, 지역화폐를 사용하는 지역주민의 소비행태, 특히 사용처의 업종 분포에 대한 검토가 지역화폐의 경제적 효과 분석에 앞서 필요하겠다.

제2절 정책적 시사점

실증분석에 활용할 수 있는 지역화폐 자료의 제약과 본 연구의 실증분석 결과를 종합하여 다음의 정책적 시사점을 도출하였다.

1. 지역화폐 이용 현황을 정확히 파악할 수 있는 데이터베이스를 구축하여 정책 효과 분석을 위한 기반 조성이 우선 필요

첫째, 지역화폐 유형별 판매액, 이용금액의 업종 분포, 사용자의 소득분위별 소비행태 등 지역화폐 이용 현황에 대한 체계적인 데이터베이스 구축을 통해서 정확한 정책효과 분석을 위한 기반 조성이 선행되어야 하겠다. 지역화폐는 발행 주체와 유형이 다양하여 전국 지자체의 모든 이용 현황에 대한 자료 구축에 어려움이 크다. 행정안전부는 2019년 이후 지자체별 지역화폐 판매액을 비교적 체계적으로 집계하고 있으나, 유형별 판매액은 구분되지 않는다. 지역화폐에 대한 체계적인 데이터베이스가 부재한 상황에서 선행연구들은 지자체 또는 가맹점을 대상으로 실태조사

또는 설문조사를 통해 지역화폐 자료를 구축하고 실증분석에 활용하였다. 이처럼 조사에만 의존할 경우, 응답하지 않은 지자체 또는 가맹점은 제외할 수밖에 없고, 조사기간이 과거로 갈수록 응답이 부정확할 가능성이 커진다. 제2장에서 설명하였듯이, 자료에 추정오차의 정도가 커질수록 지역화폐의 지역경제 효과는 실제보다 작거나 없는 것으로 나타날 가능성 역시 커진다.

이러한 점을 고려할 때, 정확한 지역화폐의 경제적 효과를 분석하기 위해서는 무엇보다 이용 현황에 대한 체계적인 데이터베이스 구축이 선행되어야 한다. 지역화폐 데이터베이스는 단순히 지자체별 발행액 및 판매액 집계를 넘어서 지역화폐 유형별로 세분화될 필요가 있다. 또한 지역화폐 이용 현황을 소매업과 음식점업에 국한하지 않고 모든 업종별로 살펴볼 수 있어야 한다. 이를 위해서는 카드형 또는 모바일 지역화폐에서 파악되는 가맹점 업종 정보를 이용할 수 있겠다. 이와 함께 가맹정보 처리 등 개인정보 보호조치 후, 지역화폐와 신용카드사의 이용금액 정보 간 빅데이터 결합을 통해 이용자의 소득분위별 지역화폐 이용금액, 이용업종 분포, 결제수단 대체효과, 소득효과 등을 살펴볼 수 있겠다. 이 외에도 이용자 주소지와 가맹점 주소를 연계하여 관내 및 관외 소비를 비교할 수 있겠다. 이러한 정보를 포함하는 데이터베이스가 구축된다면 지역화폐를 이용한 소비행태와 지역경제 효과를 지역 내, 지역 간, 업종별, 판매자 및 소비자 측면에서 다양하고 자세하게 탐색할 수 있을 것이라 기대된다.

2. 지방소멸 위기 지자체를 대상으로 고향사랑기부제와 지역화폐를 연계하여 관계인구 유입과 지역고용 확대를 유도하는 소규모 시범사업을 고려

둘째, 지방소멸 위기 지자체를 대상으로 고향사랑기부제와 지역화폐를 연계하여 관계인구 유입을 확대하고 지역상권을 중심으로 지역 일자리 창출을 유도하는 소규모 시범사업을 고려해볼 수 있겠다. 지역화폐의 정책 효과에 대한 과학적 논의를 촉발한 송경호·이환웅(2020a)은 이론모형 분석을 통해 지역화폐의 역외 소비지출 감소 및 역내 소비지출 증가는

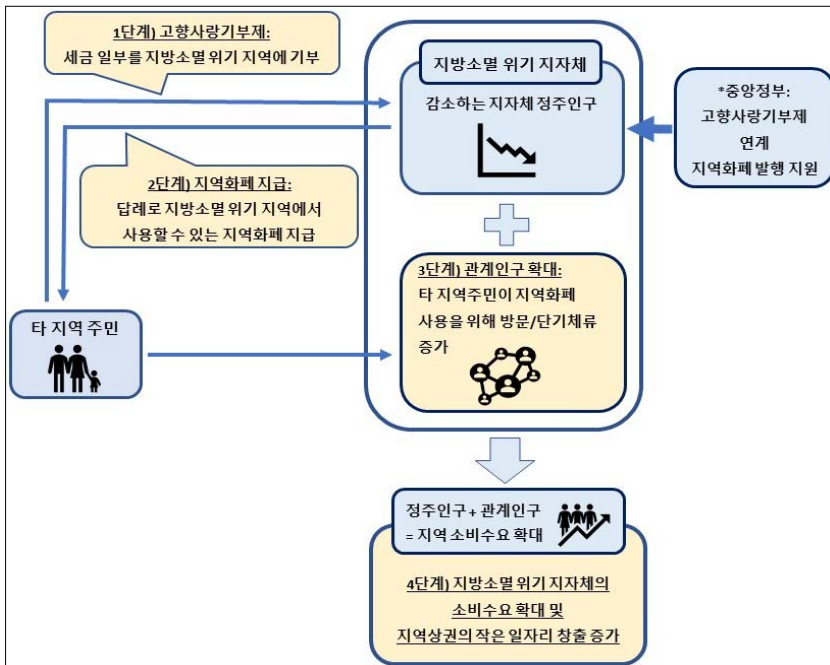
인접지역의 지역화폐 발행으로 상쇄될 수 있으며, 소규모 지자체는 오히려 매출이 감소할 수 있음을 설명하였다. 그러나 동일한 이론모형을 재분석한 김영철(2021)은 골목상권 활성화 측면에서는 지자체 간 경쟁적 지역화폐 발행이제로섬 게임으로 귀결되지 않을 수 있음을 보였다. 또한 인구 규모가 작은 소형 지자체의 역외소비율은 대형 지자체보다 상대적으로 더 크다는 점에 착안하여, 역외소비율이 동일하다는 가정을 완화하면 소형 지자체의 소상공인이 지역화폐를 통해 혜택을 누릴 가능성이 있음을 설명하였다. 김영철(2021)의 연구결과가 지역화폐 발행을 직접적으로 정당화하지는 않지만, 인구가 지속적으로 감소하는 소형 지자체에서 지역화폐 효과가 상이할 수 있음을 시사한다. 이러한 측면은 지역화폐의 평균 처치효과 추정에 초점을 맞춘 본 연구의 분석 틀에서는 확인될 수 없기에, 일부 지역을 대상으로 시범사업 시행을 고려할 수 있겠다.

시범사업을 시행하는 구체적인 방안으로, 지방소멸 위기에 직면한 비수도권 지자체 중에서 소상공인 비중이 높은 지역을 우선 시범사업 대상으로 고려하는 것이 적절하겠다. 또한 지방소멸 위기 지역은 정주민구 및 지역 소비수요가 지속적으로 감소함을 고려하여, 지역화폐와 ‘고향사랑기부제’(기획재정부, 2018. 12. 17; 강동우 외, 2018: 218)를 연계한 정책 패키지화를 통해 정주민구와 관계인구에 기반한 지역상권 활성화 및 지역고용 창출 유도를 구상해볼 수 있겠다. 관계인구는 “해당 지역에 거주하고 있지는 않지만, 여가, 업무, 사회적 기여 등 다양한 활동을 통해 해당 지역과 관계를 맺고 있는 인구”로 정의될 수 있다(이소영, 2021). 지방소멸 위기 지자체의 정주민구 확대는 매우 어렵지만, 여가 등을 목적으로 지역을 방문하거나 단기 체류하는 관계인구 유입은 상대적으로 용이할 수 있다. 관계인구 유입의 확대는 지역의 유효 소비수요를 늘려 지역상권 활성화에 긍정적인 것으로 기대된다.

고향사랑기부제와 지역화폐의 연계 패키지는 이러한 관계인구 유입 확대 방안으로 고려될 수 있겠으며, [그림 6-1]과 같이 도식화할 수 있다. 타 지역 주민은 ‘고향사랑기부제’를 통해 지방소멸 위기 지자체에 세금의 일부를 기부하고(1단계), 이에 대한 답례로 해당 지자체의 지역화폐를 지급받는다(2단계). 이때 지자체는 기부받은 세금의 일부와 중앙정부의 지

원을 통해서 지역화폐 발행 재원을 마련한다. 지역화폐를 지급받은 타 지역 주민은 지역화폐를 계기로 해당 지자체를 여가 목적으로 방문 또는 단기체류하여 관계인구가 확대되는 효과가 나타난다(3단계). 또한 방문 및 단기체류하면서 지역화폐를 결제수단으로 이용하여 소비하고, 이를 통해서 지방소멸 위기 지자체는 정주민구에 관계인구가 추가되어 유효 소비 수요가 확대되고, 지역상권의 매출액 증가 및 지역상권의 작은 일자리 창출의 가능성이 커질 수 있겠다(4단계). 이상 설명한 시범사업은 관계인구 유입에 비교적 유리한 환경을 가진 특정 지역에 한정하여 소규모로 진행 하되, 중앙정부와 지자체의 적극적인 홍보를 병행할 때보다 효과적일 것 이라 생각된다.¹⁹⁾

[그림 6-1] 지역화폐-고향사랑기부제 연계 패키지 구상



자료: 저자 작성.

19) 본 보고서 작성 후에 지역화폐를 답례품으로 제공할 수 있다는 내용이 포함된 「고향사랑 기부금에 관한 법률」(2021년 10월 19일 제정, 2023년 1월 1일 시행)을 확인하였다. 저자의 제안은 운영 방안의 구체적인 예시로 고려되길 바란다.

3. 지방소멸, 수도권-비수도권 불균형, 코로나19 발생 등과 관련한 지역경제 침체에 대응하는 지역 차원의 정책 필요성과 함께 국가 차원의 재정지출 효율성을 종합적으로 고려한 지역화폐 정책 방향에 대한 논의가 필요

셋째, 지역경제 침체에 대응하는 지역 차원의 정책 필요성과 함께 국가 차원의 재정지출 효율성을 종합적으로 고려하여 지역화폐 정책 방향에 대한 논의가 필요하겠다. 비수도권 지역은 지방소멸 위기 지역을 중심으로 인구 감소가 지속되고, 수도권-비수도권 불균형 심화로 경제활동과 일자리가 축소되고 있다. 또한 최근 발생한 코로나19로 온라인 경제 확산이 촉진되면서 온라인 경제 기반이 상대적으로 약한 비수도권에서 지역 상권 축소가 집중될 위험이 더욱 커졌다(강동우 외, 2020: 135-136). 지역경제 침체를 야기하는 인구 및 사회경제적 환경 변화 속에서 비수도권 지역을 중심으로 지역경제 활성화를 위한 정책의 필요성은 더욱 커진 실정이다. 이러한 상황에서 지역경제 활성화 효과가 기대되는 지역화폐는 지자체 차원에서 중요한 정책 대안으로 고려되고 있다.

하지만 국가 전체 차원에서 기대되는 지역화폐 발행의 비용은 편익보다 클 수 있다. 2019년 이후 지역화폐를 발행하는 지자체가 급증했지만, 많은 지자체는 재원의 상당 부분을 국비에 의존하고 있다. 또한 각 지자체가 개별로 지역화폐를 발행하면서 금융 수수료 등 부대비용이 중복 발생하는 점은 분명 검토가 필요한 사항이다(송경호·이환웅, 2020b; 김영철, 2021). 즉, 지역화폐가 지역 단위에서는 경제활성화에 효과적인 정책 일지라도 국가 전체 단위에서는(특히 재정의 지속가능성과 효율성 측면에서는) 순비용이 큰 정책일 수 있다.

사회적 후생의 극대화를 위한 각 지자체의 최적 선택과 국가 전체의 최적 선택이 일치하지 않을 수 있다는 사실을 고려할 때(송경호·이환웅, 2020a), 지역화폐에 대한 다양한 의견을 경청하고 과학적 근거를 기반으로 한 지역화폐 정책 방향에 대한 종합적인 논의가 필요하다. 지방소멸과 지역경제 침체를 경험하는 지자체가 인식하는 지역화폐의 역할은 무엇인지? 지역화폐에 쓰이는 재정으로 보다 나은 효과를 이룰 수 있는 대안이

있는지? 현재의 지역화폐 운영방식을 유지한다면 비용 절감을 위한 제도적·기술적 방안이 존재하는지? 지역화폐 운영방식에 변화가 필요하다면 어떠한 방식이 가능한지? 지역 차원의 경제적 편익 개선을 위해서 우리 사회는 어느 정도의 국가적 비용 증가를 수용할 수 있을지? 이 외에 사실 확인과 가치 판단이 요구되는 다양한 논의가 필요할 수 있겠다. 지역화폐 정책 방향에 대한 논의가 건설적이고 발전적이기 위해서는 무엇보다 사실 확인이 우선하여야 한다. 이를 위해서 지역화폐 이용 현황에 대한 데이터베이스 구축과 함께, 증거 기반의 과학적 분석이 가능하도록 이를 일 반에 공개할 필요가 있다.

제3절 연구 한계와 후속 연구 시 학술적 검토사항

본 연구는 지역화폐 자료에서 확인되는 특징을 고려하여 전통적인 이중차분법의 공통 추세 가정을 완화한 패널 고정효과 모형과 함께, 내생성을 통제하는 도구변수법을 병행하여 실증분석을 시행하였다. 모든 모형은 명시적이든 암묵적이든 현실에 대한 일정한 가정과 단순화를 바탕으로 설정되기에, 모형 설정에 따라 분석결과가 달라질 수 있는 여지가 존재한다. 이러한 이유에서 본 연구는 두 가지 모형의 분석 결과를 비교하고, 공통적으로 발견되는 결과에만 기반하여 보다 강건한 지역화폐 영향을 추론하고자 노력하였다.

하지만 모든 실증연구가 그러하듯이, 본 연구에서 설정한 분석모형이 최선이 아닐 수 있으며, 다른 모형 설정이 더 나은 대안이 될 수 있다. 한정된 연구기간으로 보다 다양한 모형을 설정하고 분석결과를 비교하지 못한 점은 본 연구의 한계이며, 후속 연구에서는 이러한 한계가 보완될 필요가 있겠다. 연구 공동체의 협력을 통해서 보다 나은 분석모형이 발견되기를 희망하며, 후속 연구의 실증분석에서 학술적으로 검토되길 바라는 몇 가지 사항을 언급하면서 본 연구를 마무리하고자 한다.

첫째, 패널 고정효과 모형에 지역별 이질적 추세를 반영할 때, 처치 이

전 추세를 외삽법을 통해 처치 이후로 연장하는 방법을 고려할 수 있겠다. 본 연구는 공통 추세 가정을 완화하자 제3장의 식 (3-1)과 같이 연도와 지역 더미의 교차항($t \cdot \theta_i$)을 패널 고정효과 모형에 포함하였다. 이러한 모형화는 지역별 추세에 처치 이전뿐만 아니라 이후 기간도 포함하기 때문에, 처치 이전 기간이 짧을수록 평균처치효과가 작게 추정될 가능성이 있다. 본 연구의 분석기간은 2015~2019년이고 2019년에 처치 지역이 크게 늘어나 평균처치효과가 작게 추정될 가능성은 비교적 작다고 생각된다. 그러나 추후 연구에서는 박윤수 외(2018: 57~59)의 연구를 예시로 참고하여, 처치 이전 시간의 추세를 외삽법으로 포함하였을 때도 추정결과가 강건한지 확인이 필요하겠다.

둘째, 지역화폐 데이터베이스가 구축되어 2020년 이후 지역 패널자료를 가용할 경우, ‘발틱 도구변수(Bartik instruments)’를 이용하여 지역화폐 변수의 내생성을 통제하는 방안을 고려할 수 있겠다(이종관, 2019; Goldsmith-Pinkham et al., 2020). 지역화폐 실증분석에서 고정효과 모형을 이용하면 지역화폐 변수와 관련된 시간불변 미관측 특성을 통제할 수 있지만, 시간에 따라 변화하는 누락변수를 완전히 배제하지 못하는 한계가 있다. 누락변수로 인한 내생성 문제는 지역화폐 영향 추정에서 주의할 사항이며, 본 연구에서는 2018년 이후 중앙정부의 국비 지원이 확대된 제도적 특징을 도구변수로 활용하였다. 이 외에도 전국 지역화폐 증가율을 외생적 변이로 활용하여 발틱 도구변수를 적용해볼 수 있겠다. 본 연구는 초기 단계에 발틱 도구변수 방법을 시도했으나, 2019년 지역화폐 판매가 있는 지역들이 2017년에는 미발행한 경우가 많아 도구변수로 활용하기 어려웠다. 하지만 2020년 이후에는 대부분의 지자체가 지역화폐를 발행하여 지역화폐 변수가 0의 값을 가지는 경우가 거의 없다. 따라서 2020년 이후 기간에 대해 지역화폐 패널자료가 구축된다면 발틱 도구변수를 적용할 수 있을 것으로 기대된다.

셋째, 지역화폐를 도입한 지자체에서 발생하는 지역경제 영향과 함께, 인접 지자체에 대한 파급효과(즉, 공간적 확산효과 spatial spillovers)를 추정하는 분석모형에 대한 관심도 필요하겠다. 송경호·이환웅(2020b)과 김영철(2021)의 이론모형 분석에서 확인되듯이, 지역화폐 발행은 해당 지

역뿐만 아니라 인접 지역의 매출액에도 영향을 줄 수 있다. 이론적으로 예상되는 지역 간 상호작용의 영향이 실제 현실에서 발생하고 있는지, 그 정도가 얼마인지 양적으로 추정하는 것은 실증분석 측면에서 중요한 연구 주제이다. 본 연구에서는 Delgado and Florax(2015)가 제안한 공간 이중차분법(spatial difference-in-differences technique)을 차용하여 지역화폐의 공간적 파급효과를 추정하고자 계획하였다. 그러나 주요 지역경제 변수를 종속변인으로 설정할 때, 지역화폐 변수가 외생적이라는 가정이 성립하지 않을 수 있어 실제 분석을 시행하지는 못하였다. 후속 연구에서는 내생성이 의심되는 처치변수의 평균처치효과와 함께 인접지역에 대한 파급효과를 모두 추정할 수 있는 대안이 제시되길 희망한다.

참고문헌

- 강동우·고영우·김현지·남수연·전은하(2018), 『인구구조 변화 및 지방소멸에 대응하는 지역고용정책 사례 연구』, 한국노동연구원.
- 강동우·고영우·최충·최동욱(2020), 『온라인 쇼핑 확대가 지역경제에 끼친 영향: 소매업을 중심으로』, 한국노동연구원.
- 강동우·윤미례(2020), 『조선업 노동이동 통계: 고용위기지역을 중심으로』, 한국노동연구원.
- 강창희·강지원·김성아(2020), 『지역화폐가 지역의 고용에 미치는 효과』, 대통령 직속 정책기획위원회.
- 강창희·강지원·김성아(2021), 『지역화폐가 지역의 고용에 미치는 영향』, 2021년 경제학 공동학술대회 발표자료.
- 관계부처 합동(2018. 5. 29), 「산업위기대응 특별지역 추가지정 및 지역대책 보완방안」.
- 기획재정부(2018. 12. 17), 「보도자료: 2019년 경제정책방향 발표」.
- 김영철(2021), 「지역화폐 도입의 지역경제 영향에 관한 연구: 학술적 평가와 점검」, 『한국경제학연구』 39 (3), pp.67~94.
- 김재호·김태호·강창희·김숙경·성열용·전우성(2020), 『창원시 복합쇼핑몰 입점이 지역고용에 미치는 영향』, 고용노동부·한국노동연구원.
- 박성재·이종임·유대근·조장희(2015), 『대형유통업체 영업시간 규제 고용영향평가 연구』, 고용노동부·한국노동연구원.
- 박윤수·강창희·고영우(2018), 『대학규제와 사교육에 관한 연구』, 한국개발연구원.
- 송경호·이환웅(2020a), 「지역화폐 도입이 지역경제에 미친 영향」, 『조세재정 브리프』 제105호, 한국조세재정연구원.
- 송경호·이환웅(2020b), 『지역화폐 도입이 지역경제에 미친 영향』, 한국

조세재정연구원.

여효상(2020), 「지역사랑상품권의 지역경제 활성화 효과 분석」, 『꼭 알아야 할 지방자치 정책브리프』 제111호, 한국지방행정연구원.

여효성·전대욱·김봉균·최인수(2020), 『지역사랑상품권 경제적 효과 분석 및 제도정착을 위한 정책 제언』, 한국지방행정연구원.

여효성·김성주(2019), 『지역사랑상품권 전국 확대발행의 경제적 효과 분석』, 한국지방행정연구원.

유영성·윤성진·김태영·김병조·마주영(2020), 「지역화폐의 경기도 소상공인 매출액 영향 분석(2019년 1~4분기 종합)」, 『GRI정책브리프』 2020-10, 경기연구원.

윤성진·유영성(2021), 『경기도 지역화폐의 소상공인 활성화 효과 분석: 코로나 위기 대응을 중심으로』, 2021년 경제학 공동학술대회 발표 자료.

이병기·전대욱·고경훈·김건위·최인수(2017), 『고향사랑상품권의 경제적 효과분석 및 제도화 방안』, 한국지방행정연구원.

이상훈·유영성·강남훈·박누리·이다결·이지혜(2019), 『지역화폐 도입·확대에 따른 성과분석 및 발전방안』, 경기연구원.

이상훈·박누리(2018), 『경기도 지역화폐의 지역경제 파급효과: 청년배당 등 정책수당을 중심으로』, 경기연구원.

이소영(2021), 「지방소멸 대응을 위한 관계인구 활용전략」, 『꼭 알아야 할 지방자치 정책브리프』 제121호, 한국지방행정연구원.

이승호·홍민기(2020), 『코로나19 확산과 가계 지출 변화』, 한국노동연구원.

이종관(2019), 「지식경제시대의 일자리 창출 결정요인: 지역고용 승수효과 추정」, 최경수 편, 『지식경제시대의 일자리 창출 전략』, 한국한국개발연구원(근간 예정).

이중화·김형길(2017), 『제주사랑상품권 발행에 따른 경제적 효과 분석』, 제주연구원.

이환웅(2021), 「재정사업의 효과성 평가에 관한 소고: 스마트공장 구축 지원 사업을 중심으로」, 『재정포럼』 8월호(제302호), pp.8~29, 한국조세재정연구원.

- 조규호(2020), 「전통시장 활성화 지원정책의 성과 분석: 청주지역을 중심으로」, 『유통경영학회지』 23 (3), pp.147~162.
- 최준규·전대욱·윤소은(2016), 『경기도 지역화폐 활용방안 연구』, 경기연구원.
- 행정안전부, 「지역사랑상품권 판매현황」, 내부자료.
- 행정안전부 보도자료(2020. 6. 30), 「지역사랑상품권 불법환전 가맹점 최대 2천만 원, 법 위반행위 조사 거부·방해자 최대 5백만 원 과태료 부과」.
- 행정안전부 보도자료(2021. 1. 14), 「지역사랑상품권 13.3조 원 판매되어 지역경제에 온기 불어넣었다」.
- 행정안전부 보도자료(2021. 3. 16), 「3월 16일부터 지역사랑상품권 부정유통 ‘전국 일제 단속’실시」.
- Ashenfelter, O.(1978). “Estimating the Effect of Training Programs on Earnings”, *The Review of Economics and Statistics* 60 (1), pp.47~57.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi(2010), *Microeconometrics Using Stata*, Revised Edition, College Station, TX, Stata Press.
- Carpenter, C. and C. Dobkin(2011), “The Minimum Legal Drinking Age and Public Health”, *Journal of Economic Perspectives* 25 (2), pp.133~156.
- Delgado, M. S. and R. J. G. M. Florax(2015), “Difference-in-differences techniques for spatial data: Local autocorrelation and spatial interaction”, *Economics Letters* 137, pp.123~126.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift(2020), “Bartik Instruments: What, When, Why, and How”, *American Economic Review* 110 (8), pp.2586~2624.
- Khandker, S. R., G. B. Koolwal and H. A. Samad(2010), “Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices”, Washington DC, World Bank.

- Revelli, F.(2001), “Spatial patterns in local taxation: tax mimicking or error mimicking?”, *Applied Economics* 33 (9), pp.1101~1107.
- Stock, James H., Jonathan H. Wright, and Motohiro Yogo(2002), “A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments”, *Journal of Business & Economic Statistics*.
- Trojanek, M., W. Kisiala and R. Trojanek(2021), “Do local governments follow their neighbours’ tax strategies? Tax mimicking amongst Polish municipalities”, *Land Use Policy* 108, p.105576.
- White, H.(1980), “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity”, *Econometrica* 48, pp.817~838.
- Wooldridge, J. M.(2010), *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge, MA, Massachusetts Institute of Technology.
- _____(2019), *Introductory Econometrics: A Modern Approach 7th edition*, Cambridge, MA, Cengage.

◆ 執筆陣

- 강동우(한국노동연구원 연구위원)
- 최 충(건국대학교 부교수)

지역사랑상품권(지역화폐) 도입의 지역경제 영향과
정책 시사점 : 지역고용 측면을 중심으로

- | | |
|-----------|---|
| ▪ 발행연월일 | 2021년 12월 24일 인쇄
2021년 12월 30일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 황 덕 순 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
☎ 30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조판 · 인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제2015-000013호 |

© 한국노동연구원 2021 정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0502-4



한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6083 <http://www.kli.re.kr>

